

Zur quantitativ-historischen Analyse ökonomischer Zeitreihen: Trends und Zyklen in der deutschen Volkswirtschaft von 1820 bis 1913

Spree, Reinhard

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Spree, R. (1977). Zur quantitativ-historischen Analyse ökonomischer Zeitreihen: Trends und Zyklen in der deutschen Volkswirtschaft von 1820 bis 1913. In H. Best, & R. Mann (Hrsg.), *Quantitative Methoden in der historisch-sozialwissenschaftlichen Forschung* (S. 126-161). Stuttgart: Klett-Cotta. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-325413>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Zur quantitativ-historischen Analyse ökonomischer Zeitreihen:
Trends und Zyklen in der deutschen Volkswirtschaft von 1820 bis 1913

Reinhard Spree

I.

Mit diesem Beitrag lege ich erste Ergebnisse des Versuchs vor, die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Wirtschaft während des 19. und frühen 20. Jahrhunderts in wesentlichen Dimensionen zusammenhängend quantitativ zu analysieren. Dies Anliegen muß unter verschiedenen Gesichtspunkten als problematisch gelten.

- Erstens sind für die Zeit vor 1840 kaum einschlägige Daten von ausreichender Qualität verfügbar. Für die folgenden Jahrzehnte besitzen wir zwar ein breiteres konjunkturstatistisches Material¹, doch sind die Daten bis zum Ende des Untersuchungszeitraums mit starken Fehlern behaftet, die im allgemeinen kaum kontrollierbar erscheinen. Auch lassen sich die meisten von der gegenwartsbezogenen Konjunkturforschung für besonders wichtig gehaltenen sensiblen Konjunkturindikatoren² nicht rekonstruieren.
- Zweitens änderten sich die Rahmenbedingungen des Untersuchungsgegenstandes Konjunktur während des mehr als 90 Jahre langen Untersuchungszeitraums tiefgreifend, so daß zu fragen ist, ob es sich um ein eindeutig zu definierendes, über den Gesamtzeitraum hin konsistent zu messendes Phänomen handeln kann.
- Drittens muß als offen gelten, ob man für die 1820er und 1830er Jahre schon von 'der' deutschen Wirtschaft sprechen darf, deren Konjunkturen untersucht werden sollen.
- Viertens gilt es zu begründen, warum angesichts der erwähnten Schwierigkeiten eine quantitative Analyse vorgenommen wird.

Die aufgeworfenen Fragen sind im Zusammenhang mit langfristigen Wirtschaftsanalysen schon häufig gestellt und mehr oder weniger befriedigend beantwortet worden³. Von mir propagierte Lösungen stellen keineswegs eine prinzipielle Auseinandersetzung mit der angeschnittenen

Ich danke Herrn Peter Grund für die Durchführung der Programmier- und Rechenarbeiten sowie den Herren Michael Tybus und Dr. Carl-Ludwig Holtfrerich für fachlichen Rat.

Problematik dar.

Beginnend mit der letzten Frage: Für mich folgt die Notwendigkeit einer quantitativen Analyse aus den Implikationen des hier benutzten Konjunkturbegriffs, der im wesentlichen auf quantitative Relationen abstellt. Unter Konjunktur verstehe ich, und damit gehe ich zugleich auf die zweite Frage ein, die unregelmäßige Folge von Beschleunigungen und Abschwächungen des gesamtwirtschaftlichen Wachstums unter vorherrschend privatkapitalistischen Bedingungen⁴. Konzeptuell zu berücksichtigen ist, speziell hinsichtlich der ersten Hälfte meines Untersuchungszeitraums, eine erst partielle Marktintegration und die daraus folgende Wahrscheinlichkeit des Nebeneinanders schwach koordinierter, teilweise auch gegenläufiger Konjunkturbewegungen innerhalb verschiedener Regionen bzw. Sektoren. Damit dem Forscher der Gegenstand beim zugelassenen Grad an Disaggregation nicht unter der Hand zerfällt, fordere ich, daß eine gesamtwirtschaftliche Relevanz der unter Konjunkturgesichtspunkten analysierten Wachstumsprozesse nachgewiesen wird. Damit ist keine quellenmäßig zu belegende "Fühlbarkeit" der Wechsellagen gemeint⁵, sondern eine mit den vorhandenen historischen Informationen kompatible, nachträgliche Bedeutungseinschätzung hinsichtlich mittel- und langfristiger Wachstumswirkungen regionaler oder sektoraler Zyklen.

Dieses Konjunkturkonzept erlaubt eine pragmatische Eingrenzung des Untersuchungsgebiets: Als solches betrachte ich das Gebiet des Deutschen Kaiserreichs, vor 1871 ausschließlich Elsaß-Lothringen. Dabei ist zu berücksichtigen, daß alle benutzen Indikatoren stets nur für konjunkturelle Veränderungen stehen, nicht aber absolute Niveaus wiedergeben sollen. Unter dieser Voraussetzung läßt sich das erwähnte Problem mangelhaft verfügbarer Daten lösen, u.a. weil nun einerseits Schätzungen vorgenommen werden können, andererseits Reihen mit unterschiedlichem geographischem Bezug und differenter Reichweite zu kombinieren sind. Ich habe aus gedruckten Quellen einen Satz von 18 Konjunkturindikatoren zusammengestellt⁶, von denen fünf sektorunspezifische Bewegungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene messen, während die übrigen 13 bedeutsame konjunkturelle Informationen über folgende Sektoren liefern: Landwirtschaft, Nahrungsmittelgewerbe, Baumwollindustrie, Bergbau, Hüttenindustrie, Geld- und Kreditwesen.

Zweifellos treten Konsistenzprobleme auf, wenn in Form der Konstruktion langer Reihen versucht wird, ein bestimmtes Phänomen mit demselben "Maßstab" über große Zeitspannen hinweg zu messen. Häufig

erscheint es zweifelhaft, ob zu Beginn und gegen Ende des Untersuchungszeitraums überhaupt noch identische Sachverhalte betrachtet werden. Die Schwierigkeiten sind um so größer, je höher das Aggregationsniveau der Messung ist. Verwerfungen treten dann auch bei den Gewichten auf (z.B. bei Preisen, die der Bewertung/Gleichnamigmachung inhomogener Güter dienen).

Die Gefahr, Fiktives zu untersuchen, liegt nahe. Ich bemühte mich, ihr dadurch zu entgehen, daß ich möglichst nur Meßziffern für homogene Güter benutzte (vor allem zur Kennzeichnung der Produktionsentwicklung), deren weitgehende Identität über den Gesamtzeitraum hin unterstellt werden darf (Steinkohle, Roheisen, Baumwollgarn, Zucker). Das gilt nicht im selben Umfang für die Preisreihen, obwohl auch hier die Vergleichbarkeit der Meßgegenstände gewährleistet erscheint. Allerdings muß die Kehrseite dieses Vorgehens beachtet werden: Die Disaggregation bedeutet Analyse mit Hilfe selektiver und punktueller Informationen.

Innerhalb des skizzierten Rahmens verfolge ich drei Ziele:

- Herausarbeitung von langfristigen Wachstumsmustern mit gesamtwirtschaftlicher Relevanz in verschiedenen Sektoren (Abschnitt II);
- Analyse von Zahl und Durchschnittslänge der Zyklen einzelner Indikatoren; Datierung der vorherrschenden Konjunkturbewegung in der Gesamtwirtschaft (Abschnitt III);
- Ableitung von Aussagen über den Zusammenhang mittelfristiger Konjunkturzyklen innerhalb und zwischen bestimmten Sektoren (Abschnitt IV).

Der Zwecksetzung dieses Sammelbandes entsprechend, betone ich die methodisch-instrumentelle Seite der Analyse stärker als üblich und behandle die Ergebnisse eher beispielhaft. Sie sind als partielle Konkretisierung und Weiterführung des kürzlich von Borchardt brillant dargestellten Forschungsstandes gedacht⁷.

II.

Obwohl nun schon seit mindestens 120 bis 130 Jahren eine zeitweilig sehr intensive konjunkturtheoretische Arbeit von Fachökonomien in aller Welt stattgefunden hat⁸, ist doch die Frage nach wie vor umstritten, ob es ökonomisch sinnvoll und statistisch einwandfrei ist, Konjunktur und Trendwachstum als trennbare Komponenten von Zeitreihen

zu behandeln. Theoretisch so schwer zu lösen ist das Problem wahrscheinlich deshalb, weil zu viele Konjunktur und Wachstum beeinflussende Faktoren identifiziert worden sind, deren Interdependenz nicht im Detail aufgeklärt ist. Das legt die Einführung exogener Faktoren nahe oder auch von oberen Schwellenwerten (Ceilings), was eine im selben Atemzug kritisierbare Trennung von Konjunktur und Wachstum bedeutet. Außerdem kann sich die Theorie schlecht dem von Wirtschaftshistorikern immer wieder betonten Argument verschließen, daß es die ökonomische Entwicklung ganzer Generationen bestimmende, relativ autonome Prozesse zu geben scheint, die konjunkturunabhängige Trendbewegungen von etwa dreißig bis vierzig Jahren Länge zu erklären vermögen, in der Literatur auch diskutiert als Modelle der Überlagerung von kürzeren, mittleren und langen Zyklen⁹. Im Zentrum der Trenderklärungen steht die Vorstellung von sich abwechselnden Leitsektoren der Wirtschaft und von gesamtwirtschaftlich sozusagen überwältigenden Innovationsschüben, die durch bestimmte Basisinnovationen ausgelöst werden¹⁰. So viel berechtigten Widerspruch diese Vorstellungen immer wieder heraufbeschwören, so viel Evidenz besitzen sie wiederum bei entsprechender Anordnung der empirischen Informationen¹¹.

Nicht befriedigend geklärt ist auch der Status der Komponentenzerlegung im Rahmen der Statistik. Während sich seit Beginn dieses Jahrhunderts bis in die 1930er Jahre die Ansätze und Verfahren zur Zerlegung von Zeitreihen in Fachkreisen großer Wertschätzung und Aufmerksamkeit erfreuten und dabei laufend verfeinert wurden, mehrte sich gegen Ende der Periode zunehmend fundamentale Kritik, die scheinbar den Tod der sogenannten klassischen Verfahren einläutete¹². Danach setzt sich eine Zeitreihe, wenn auf Monats- oder Quartalswerten basierend, aus vier Komponenten zusammen, die additiv oder multiplikativ verknüpft sein können: Trend, Konjunktur, Saison und Zufall. Die Aufgabe der klassischen Zeitreihenanalyse besteht nun darin, ein mathematisches konsistentes Modell der Reihe zu entwickeln, die Komponenten aus den Beobachtungswerten zu isolieren und jeweils getrennt oder nachträglich wieder verbunden bezüglich ihrer Eigenschaften zu untersuchen.

Sowohl für die Bestimmung des Grundmodells als auch für die Isolierung der einzelnen Komponenten wurden im Laufe der Zeit die verschiedensten Hypothesen und Techniken entwickelt. Dennoch ließ sich die Kritik nicht ausräumen, die vor allem drei Punkte betont. Zum einen wird die deterministische Ausgangsposition als zu restriktiv und ökonomisch-theoretisch zu wenig begründet angesehen, wonach hin-

ter den Komponenten eindeutig identifizierbare Faktorenkonstellationen stehen, die durch ihr reales Zusammenwirken den Verlauf der Zeitreihe im kausalen Sinne bestimmen. Außerdem gelten die Annahmen, die der Formulierung eines additiven oder multiplikativen Verknüpfungszusammenhangs zwischen den Komponenten zugrunde liegen, als hypothetisch und weitgehend willkürlich. Ähnliches wird schließlich bezüglich der Techniken vorgebracht, mit Hilfe derer die einzelnen Komponenten isoliert und identifiziert werden. Die für diese Techniken konstitutiven Prämissen (z.B. Wahl eines bestimmten mathematischen Funktionstyps zur Anpassung einer Trendfunktion) lassen sich nur selten ökonomisch sinnvoll interpretieren und empirisch verifizieren. Im übrigen verlangt die Isolierung einzelner Komponenten ihre Herausrechnung aus den empirischen Werten. Die Bestimmung einer Komponente bedeutet insofern immer die Beeinflussung der Größenordnung aller anderen Komponenten, wodurch unklare und teilweise nicht zu überprüfende Verzerrungen entstehen.

Angesichts dieser schwerwiegenden theoretischen und methodologischen Problematik sind in den letzten Jahrzehnten neue Verfahren der Zeitreihenanalyse, insbesondere die Spektralanalyse, entwickelt worden, die einem gänzlich anderen Ansatz folgen. Und zwar wird davon ausgegangen, daß eine vorliegende Zeitreihe das Resultat eines Zufallsprozesses sei, dessen Struktur aus Eigenschaften der empirischen Reihe erschlossen werden müsse¹³. Ohne auf die mathematischen Grundlagen und Implikationen dieses Ansatzes eingehen zu können, sei als besonderes Merkmal hervorgehoben, daß er es unnötig macht, die Zahl der Komponenten einer Zeitreihe und die Art ihrer Verknüpfung vorab festzulegen sowie meist ungeprüft bleibende Prämissen zu formulieren, die die Identifizierung und Isolierung einzelner Komponenten ermöglichen. Vielmehr besteht die Chance, Hinweise auf die Zahl, die Intensität und die Frequenz einer ganzen Reihe sich überlagernder zyklischer Prozesse abzuleiten, die insgesamt in ihrer Wechselwirkung das empirische Zeitreihenbild zu erklären vermögen. Auch der Zusammenhang zwischen Zeitreihen sowie der Zusammenhang zwischen einzelnen Teilprozessen verschiedener Zeitreihen lassen sich bestimmen.

Der Wirtschaftshistoriker wird dennoch

- aus Gründen der Übersichtlichkeit und Veranschaulichung¹⁴,
- um einen objektivierbaren Vergleichsmaßstab für konjunktuelle Aussagen zu gewinnen,
- weil er Trend und Konjunktur als getrennte Elemente in den Erwar-

tungen und Entscheidungsprozessen von Wirtschaftssubjekten festmachen kann¹⁵

- und weil die Spektralanalyse ihm viele seiner Fragen nicht beantwortet (welche Form und Ursache haben vorliegende Trends?) in vorsichtiger Weise und in begrenztem Umfang (wie z.B. auch - allerdings aus anderen Gründen - die Bundesbank, das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung und das Statistische Bundesamt) von den klassischen Verfahren der Zeitreihenanalyse Gebrauch machen dürfen. Optimal wäre natürlich, wenn auf diese Weise gewonnene Aussagen und Hypothesen, z.B. über die Länge unterschiedlicher Zyklenmuster sowie deren Frequenz und Amplitude, mit Hilfe der Spektralanalyse kritisch überprüft würden. Doch ist das nicht zuletzt eine Frage des vertretbaren Arbeitsaufwandes. Im folgenden werde ich nun zeigen, auf welche Weise ich in den 18 hier benutzten Konjunkturindikatoren langfristige Wachstumsmuster identifiziert habe und welche formalen bzw. methodologischen Probleme in diesem Zusammenhang auftraten¹⁶.

Zur Anpassung eines Trends an eine gegebene Zeitreihe mit dem Ziel der Veranschaulichung ihrer historischen Entwicklungsrichtung stehen zwei grundsätzlich verschiedene Techniken zur Verfügung:

- Glättung der Reihe durch Bildung gleitender Durchschnitte
- Anpassung einer mathematischen Funktion mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate.

Die in der Literatur behandelten Mängel der Durchschnittsbildung¹⁷ erscheinen mir so gravierend, daß ich auf die Verwendung dieser Trendannäherungsmethode verzichtete. Will man nun im Sinne der zweiten Technik mathematische Funktionen approximieren, trifft man auf ein Auswahl- und Begründungsproblem. In der Praxis sind diverse Funktionstypen erprobt worden, vor allem Polynome verschiedenen Grades, exponentielle sowie logistische Funktionen¹⁸. Wie nun zwischen diesen und ihren jeweils anderen formal-mathematischen Eigenschaften eine Wahl treffen? Es existieren zwar Kriterienkataloge, die als Entscheidungshilfe dienen können¹⁹. Sie beschränken sich jedoch auf eine formale Absicherung des Urteils und lösen das Grundproblem nicht, eine ökonomisch befriedigende Begründung der mathematischen Kurveneigenschaften zu liefern. Davon aber hat Anderson schon 1929 in seiner überzeugenden Kritik der klassischen Verfahren der Zeitreihenanalyse die Berechtigung zur Trendapproximation abhängig gemacht²⁰. Die wenigen in dieser Richtung bisher unternommenen Versuche (z.B. durch Kuznets, der ein theoretisches Wachstumsgesetz formulierte, dem die logistische Funktion entspricht)²¹, müssen als empirisch wie

theoretisch gescheitert gelten²². In der Regel wird deshalb nach wie vor auf eine substantielle Begründung der Trendform verzichtet, oft werden nicht einmal die formalen Auswahlkriterien genannt²³.

Ich habe mich in dieser Situation an folgende eher pragmatischen Regeln gehalten:

- Jede der 18 Indikatorreihen wird zunächst anhand ihrer graphischen Darstellung überprüft.
- Die Anpassung einer Geraden (Polynom 1. Grades) scheidet in der Regel ebenso aus wie die Anpassung einer logistischen oder exponentiellen Funktion. Die jeweils implizierten 'Wachstumsgesetze' erscheinen mir zu rigide und empirisch unhaltbar²⁴.
- Außerdem glaube ich, gemäß dem Stand der wirtschaftshistorischen Forschung über Entwicklungsstadien der deutschen Wirtschaft im 19. Jahrhundert, der Möglichkeit Rechnung tragen zu müssen, daß drei bis vier gesamtwirtschaftliche Wachstumsphasen unterschiedlichen Charakters den Untersuchungszeitraum strukturierten. Sie signalisieren, überspitzt ausgedrückt, den Übergang von einem Wirtschaftssystem zu einem anderen, wobei jede Phase die Länge eines normalen Konjunkturzyklus deutlich überschritt. Ein mehrmaliger Wechsel von Wachstumstempo und -richtung sollte deshalb vom Funktionstyp her zugelassen sein, so daß sich Polynome höheren Grades als Trendfunktionen anbieten, soweit diese nicht wiederum auf eine Abbildung der konjunkturellen Schwankungen hinauslaufen. (Gegenrechnungen mit anderen Funktionstypen werden zur Kontrolle durchgeführt).
- Die Wahl einer bestimmten Trendfunktion erfolgt unabhängig von diesen generellen Erwägungen für jeden Indikator individuell, um Modifikationen der Annahmen über Wachstumsbedingungen von Fall zu Fall zu ermöglichen.
- Die Entscheidung richtet sich neben den genannten empirischen und globalen historischen Informationen am Ergebnis zweier formaler Tests aus: einem Test auf die Angemessenheit der benutzten Regressionsmodelle und einem weiteren Test, der die Optimalität des Trendtyps an der Minimierung der Varianz bemißt²⁵.

Die Ergebnisse des Auswahlprozesses sind im Anhang 2 unter Wiedergabe einiger statistischer Kennziffern tabellarisch aufgeführt²⁶. Da es hier eher auf ihren exemplarischen Charakter ankommt, diskutiere ich sie im folgenden stark verkürzt. Zwei Folgerungen seien vorweg erwähnt: Polynome ersten Grades sowie exponentielle und logistische Funktionen erwiesen sich, abgesehen von den oben erwähnten substanti-

ellen Bedenken, auch im formalen Test (F-Test, Anteil der 'erklärten' Varianz) als nicht-optimale Trendfunktionen. Polynome fünften und sechsten Grades folgten konjunkturellen Ausschlägen im allgemeinen weniger als von den formalen Eigenschaften des Funktionstyps her möglich. Bei bestimmten Indikatoren ließen auch höhergradige Polynome noch einen so großen Teil der Reihen-Varianz 'unerklärt', so daß sie als Trends (und nicht als Konjunkturkurven) akzeptabel erschienen. Ich traf folgende Auswahl von Trendfunktionen²⁷: Ein Polynom zweiten Grades für die Reihe 16; Polynome dritten Grades für die Reihen 1, 2, 7, 10, 12, 14, 17 und 18; Polynome vierten Grades für die Reihen 5, 6, 8, 9, 11 und 15; ein Polynom fünften Grades für die Reihe 13 und Polynome sechsten Grades für die Reihen 3 und 4. Die aufgezählten Polynome wurden zur Trendbereinigung der Indikatoren benutzt, was insbesondere für die in Abschnitt III zu behandelnden Korrelationsrechnungen von Bedeutung ist. Darüber hinaus liefern sie Informationen über Wachstumsrichtung und -phasen der Indikatoren, die an einigen Beispielen erläutert seien.

Wie aus Anhang 2, Spalte 5, ersichtlich, 'erklärt' der Trend der Mengenreihen in der Regel über 90 % der Reihen-Varianz (z.B. Reihen 1, 7, 8, 10, 12, 14 und 18). Bei den Preisreihen liegt der Anteil der 'erklärten' Varianz grundsätzlich sehr viel niedriger, was vor allem auf die im Vergleich zu den Mengenreihen größere Schwankungsintensität zurückzuführen ist. Außerdem ist häufig eine langfristige Wachstumsrichtung nur schwach ausgeprägt, besonders auffällig beim Privatkontsatz. Er pendelt während des gesamten Untersuchungszeitraums im wesentlichen um einen konstanten Mittelwert, nämlich 3,25 %. Paßt man einen linearen Trend an, so stellt sich dieser nahezu als Parallele zur Zeitachse dar und 'erklärt' weniger als 1 % der Gesamtvarianz. Wenn nun höhergradige Polynome unterscheidbare Trendphasen bezeichnen, könnte man meinen, es handele sich um die Spiegelung von konjunkturellen Schwankungen, insofern um einen verzerrten Trend. Gegen diese Hypothese spricht jedoch der Vergleich der durch Polynome vierten bis sechsten Grades bezeichneten Trendfigur: es ergibt sich in allen drei Fällen dasselbe Bild einer ausgeprägten Welle mit zwei Minima und einem Maximum. Die auf diese Weise indizierten Trendzyklen umfassen jeweils etwa die Hälfte des Untersuchungszeitraums und sind insofern erheblich länger als die Konjunkturbewegungen vom Juglar-Typ. Das Maximum zwischen den beiden Trendzyklen liegt in der Mitte der 1860er Jahre, das Minimum des ersten Zyklus bei 1837/38, das des

zweiten Zyklus in der ersten Hälfte der 1890er Jahre. Erstaunlich genau entsprechen die beiden Trendzyklen des Privat-Diskontsatzes der von Schumpeter vorgenommenen Datierung der Kondratieff-Wellen im 19. Jahrhundert für Deutschland²⁸. Ohne gleich auch Schumpeters Hypothesengebäude zu übernehmen, könnte dies Ergebnis Anlaß dafür bieten, die Benutzung von Kondratieff-Wellen als heuristisches Periodisierungsinstrument weiterhin in Erwägung zu ziehen.

Ähnlichen Bedingungen unterliegt die Reihe der Großhandelspreise pflanzlicher Nahrungsmittel, deren Werte ebenfalls um einen linearen Trend zu streuen scheinen. Im Gegensatz zum Privat-Diskontsatz weist dieser Trend einen klaren Anstieg auf. Paßt man Polynome höheren Grades an, zeigt sich schon ab Grad 3 fast dasselbe Bild von ausgeprägten Trendzyklen wie bei der Reihe des Privat-Diskontsatzes. Jedoch ist der erste Zyklus nicht voll ausgebildet, insofern als er von einem niedrigen Niveau aus startet, von dem offenbleiben muß, ob es sich um ein Minimum handelt. Die Trendphasen sind wie folgt zu charakterisieren: Ein langfristiger Preisanstieg bis Anfang der 1870er Jahre, Maximum des Trendzyklus zwischen 1868 und 1870, anschließend im Durchschnitt langfristiger Fall bis Mitte der 1890er Jahre, dann Anstieg bis zum Ende des Untersuchungszeitraums. Die Datierung des Maximums der Trendzyklen ist also in beiden bisher betrachteten Fällen nahezu gleich, während der erste Trendzyklus mit seinem Minimum um 1838 bei den Preisen pflanzlicher Nahrungsmittel nicht ausgeprägt ist. Ich halte die Tatsache der Trendzyklen und ihre Datierung wegen der Übereinstimmung mit der gut belegten Phasenfolge der deutschen Industrialisierung ('Take-Off-Hypothese') für ökonomisch plausibel und formal ausreichend gesichert: Auch Polynome fünften und sechsten Grades, die von ihren formalen Eigenschaften her zusätzliche vorhandene zyklische Bewegungen abbilden könnten, bestätigen den eben charakterisierten Verlauf. Nahezu dasselbe Bild ausgeprägter Trendzyklen, allerdings mit fallender Grundtendenz und auf den Beginn der 1860er Jahre vorgezogenem Maximum, zeigt sich bei den Großhandelspreisen industrieller Grundstoffe. Demgegenüber wird die Wachstumsrichtung der Preise für Import-Roheisen und der Spinnmarge in der Baumwollindustrie durch einen einfachen parabolischen Trend mit fallender Tendenz bis in die 1870er/80er Jahre charakterisiert, die erst gegen Ende des Jahrhunderts einer Stagnation bzw. einem leichten Anstieg weicht. Kondratieff-Wellen deuten sich auch in höhergradigen Trend-Polynomen nicht an.

Keinerlei Anhaltspunkte für zyklische Bewegungen liefert die Trendanalyse der Mengen- und Produktionsreihen. Sie folgen fast durchweg einer Parabel, deren stets positive Zunahme bis zum Beginn der 1850er Jahre gering bleibt, sich anschließend jedoch rasch steigert. Die Trendverläufe der Mengenreihen verdeutlichen in der Regel, daß seit Beginn der 1850er Jahre bedeutsame Veränderungen der Wachstumsbedingungen in weiten Bereichen der Produktion, und zwar sowohl in der Schwer- wie in der Konsumgüterindustrie, und entsprechend in den Entwicklungsimpulsen und -möglichkeiten des Geld- und Kreditsektors stattgefunden haben. Eine Ausnahme bildet die pflanzliche Nettoproduktion der Landwirtschaft. Unterscheidbar sind hier drei Trendphasen, nämlich eine sich tendenziell verlangsamenden Wachstums bis Ende der 1840er Jahre, eine Beschleunigung des Zuwachses bis 1890/91 und anschließend eine erneute Retardierung.

Gewisse Ähnlichkeiten weist die Trendform der pflanzlichen Nettoproduktion mit dem abgeflacht S-förmigen Verlauf des Bevölkerungswachstums auf. Dagegen besitzen Geburten- und Sterbeziffer langfristig fallende, teilweise parallelisiert erscheinende Tendenz. Auffällig ist dieser Gleichlauf beider Komponenten der Bevölkerungsreihe während der Take-Off-Phase, denn beide nehmen von 1850 bis 1870 trendmäßig zu.

Im Übrigen sind die Trendmerkmale der Gestorbenenziffer den vom Privat-Diskontsatz her bekannten sehr ähnlich. Noch ausgeprägter ist dies Phänomen bei der Eheschließungsziffer, deren Trendzyklen nahezu exakt der oben zitierten Datierung der Kondratieff-Wellen durch Schumpeter folgen: Bei Annäherung des Trends durch ein Polynom sechsten Grades erhält man im Untersuchungszeitraum zwei Trendzyklen, deren erster ein Minimum zu Beginn der 1840er Jahre besitzt, das zweite Minimum fällt in die Mitte der 1890er Jahre. Maxima des Langfristwachstums lassen sich für 1823/25, 1865/71 und 1903/05 ermitteln. Darüber hinaus zeigt die Eheschließungsziffer eine weitere Übereinstimmung mit der trendmäßigen Entwicklung des Diskontsatzes: Approximiert man ihren Trend durch eine Gerade, stellt diese annäherungsweise eine Parallele zur Zeitachse dar.

Zusammenfassend seien die Entwicklungsrichtungen der ermittelten Trends wie folgt charakterisiert: Eine ansteigende Tendenz weisen die Bevölkerungsreihe, die Konkurse, die Wechselbestände, der Zuckerverbrauch, die Arbeitsproduktivität im Steinkohlenbergbau, die Investitionen in der Baumwollspinnerei und alle Produktionsindikatoren

auf. Die Eheschließungsziffer und der Privat-Diskontsatz stagnieren langfristig. Eine fallende Tendenz zeigen die Geburten- und die Sterbeziffer sowie alle Preisindikatoren, außer denen für pflanzliche Nahrungsmittel. Während demnach zumindest in Teilbereichen der Landwirtschaft im Durchschnitt sowohl Preise wie Produktionsmengen wuchsen, ist für Industrie und Gewerbe eher typisch, daß im 19. Jahrhundert die Produktionsmengen beschleunigt zunahmen, die Preise jedoch fielen. Bezüglich der an Kondratieff gemahnenden Trendzyklen darf ich als Ergebnis meiner Analyse hervorheben, daß sie am ehesten zu diskutieren und teilweise auch zu verifizieren ist, wenn man ausschließlich auf gewisse Preisreihen sowie auf demographische Indikatoren zurückgreift. Die hier betrachteten Produktions- und Mengenindikatoren lassen dagegen im allgemeinen gar keine zyklische Trendentwicklung erkennen. Kuznets-Zyklen deuten sich bei der Trendanalyse nicht an. Im übrigen erscheinen die dargestellten Trendverläufe im Lichte der wirtschaftshistorischen Literatur, besonders derjenigen über die Charakteristika der Wachstumsphasen der deutschen Wirtschaft, durchaus plausibel.

III.

Die Herausschälung der Konjunkturkomponente aus einer Zeitreihe bedeutet formal Subtraktion der Trendwerte von den Ursprungswerten. Die Residuen umfassen neben der Konjunktur- noch die Zufallskomponente. Gegen diese Art der 'Trendbereinigung' sind Bedenken in der methodologischen Literatur erhoben worden. Besonders prononciert die Kritik von Oscar Anderson, der meint, daß meist Artefakte geschaffen würden, deren Bedeutung unklar bleibe²⁹. Die in den Residuen sich abzeichnenden Zyklen erschienen deshalb nur dann akzeptabel, wenn sie auch in der Ursprungsreihe erkennbar und substantiell zu begründen seien. Dieser Forderung sollte und kann im allgemeinen dann nachgekommen werden, wenn man mit einem begrenzten Satz von Indikatoren arbeitet. Dem widerspricht die ebenso beachtliche Regel, Schlüsse aus einer Zeitreihenanalyse auf möglichst viele Indikatoren zu stützen, was durch die Verfügbarkeit der elektronischen Datenverarbeitung sehr erleichtert wird, aber die Überprüfung und Berücksichtigung individueller Reiheneigenschaften erschwert. Moderne Lehrbücher der Statistik und Ökonometrie lassen das Problem der substantiellen Begründung - wie auch in bezug auf den Trend - meist außer acht und beschränken

sich auf Regeln der Arbeit mit Residuen, was immer letztere bedeuten mögen³⁰. Mein Versuch, Muster konjunktureller Schwankungen anhand der trendbereinigten Reihen aufzuklären und in einen gesamtwirtschaftlichen Zusammenhang zu stellen, kommt der geforderten Begründung nahe.

Im Gegensatz zur Konjunkturbetrachtung anhand der Hochs und Tiefs, wie sie sich in der Ursprungsreihe abzeichnen, führt die Residuenanalyse den Trend als Maßstab ein. Er relativiert das Wachstum der Ursprungsreihe. Die Maxima und Minima der trendbereinigten Reihe weichen von den ursprünglichen Hochs und Tiefs häufig ab und haben eine andere Aussage: sie signalisieren nicht einen schlichten Vorzeichenwechsel der Wachstumsraten, sondern Beschleunigungen oder Verzögerungen des Indikators, die im Verhältnis zur Trendrate gewichtig erscheinen. Ob Untersuchungsgegenstand die Ursprungs- oder die trendbereinigten Werte sind - stets müssen einmalige Abweichungen, 'Ausreißer', eliminiert werden, um Zyklen zu erkennen; das erfordert informierte Entscheidungen in jedem Einzelfall, allgemeingültige Kriterien gibt es dafür nicht. Betrachtet man zunächst die Wendepunkt-Folgen der einzelnen Residuenreihen, so fällt die ganz unterschiedliche Zahl und Länge der Zyklen während des Gesamtzeitraums auf: z.B. nur 5 Zyklen von etwa 20 Jahren Länge bei der Bevölkerungsreihe als einem Extrem gegenüber 15 Zyklen mit einer Durchschnittslänge von 5 Jahren bei der pflanzlichen Nettoproduktion. Meist trifft man 10 - 11 Zyklen mit Durchschnittslängen von 8 - 9 Jahren an. Die mittlere Zyklendauer steht übrigens keineswegs in einem eindeutig umgekehrt proportionalen Verhältnis zur Anzahl derselben, vielmehr läßt sich bei mehreren Reihen beobachten, daß die Zyklen vor 1870 unregelmäßiger und länger ausfielen als zwischen 1870 und 1913. Nach 1870 wurden die Zyklen häufig gleichförmiger und besaßen nicht selten eine Durchschnittslänge zwischen 8 und 10 Jahren. Sehr ausgeprägt findet sich dies Phänomen bei den Konkursen, der Steinkohlenförderung und der Roheisenproduktion, während z.B. die Wechselbestände sowohl in der Anfangsphase des Untersuchungszeitraums als auch zwischen 1873 und 1890 jeweils einen etwa 17 Jahre langen Zyklus zeigen. Im Überblick darf man wohl feststellen, daß die Schwankungshäufigkeit (Zyklenzahl von 1820 - 1913) in der Landwirtschaft extrem hoch war, gefolgt von der Schwankungshäufigkeit der Preis- und Investitionsreihen, während die Produktionsreihen eine mittlere Zyklenzahl aufwiesen, die nur von der Bevölkerungsreihe eindeutig unterboten wurde.

Angesichts der starken Unregelmäßigkeit der Zyklendauer bei ein und demselben Indikator, die aus der Wendepunkt-Analyse folgt, erscheint die Angabe von Durchschnittslängen sinnlos. Dabei ist jedoch zu bedenken, daß die gewählte Betrachtungsweise nicht gestattet, sich überlagernde, gleichförmige Zyklen von unterschiedlicher Dauer zu entzerren. Der Eindruck der Unregelmäßigkeit kann also täuschen. Ein geeigneteres Verfahren ist die Erstellung eines Korrelogramms. Unter der Annahme, daß die jeweils untersuchte Zeitreihe als Realisation eines (in seiner Struktur unbekannten) Zufallsprozesses aufgefaßt werden kann³¹, berechnet man mit Hilfe iterativer Lags für jede Zeitreihe eine kontinuierliche Folge von Autokorrelationskoeffizienten. Sie sind als empirischer Ausdruck der theoretischen Autokorrelationsfunktion zu betrachten. Praktisch ermittelt man auf diese Weise, welche Werte einer Reihe miteinander regelmäßig positiv, negativ oder gar nicht korreliert sind, sich also in Bezug auf unterliegende Zyklen in vergleichbarer Position befinden. Insofern liefert das Korrelogramm Hinweise darauf, ob und mit welcher Durchschnittslänge Zyklen in den analysierten Reihen enthalten sind.

Ich habe die Korrelogramme von 9 der hier untersuchten Indikatoren in Anhang 3 dargestellt³². Daraus geht hervor, daß nicht immer eine eindeutige Interpretation möglich ist. Grund dafür kann sowohl das Fehlen klarer Zyklenmuster in den Zeitreihen sein, als auch die Auswirkung eines Informationsverlustes, der mit der spezifischen Art der Trendbereinigung verbunden ist. Außerdem sind die einzelnen Koeffizienten innerhalb der Korrelogramme häufig nicht signifikant. Dennoch habe ich einige brauchbare Resultate erhalten. So findet sich z.B. die im Fall der Bevölkerungsreihe aufgrund der Wendepunktbetrachtung geäußerte Hypothese eines Kuznets-Zyklus durch das Korrelogramm in Form einer Welle von 24 bis 25 Jahren Länge bestätigt. Bei der Eheschlüsselsziffer hatte ich vermutet, daß ein 3-Jahres-Zyklus vorliegen könnte. Sichere Anhaltspunkte bietet das Korrelogramm aber nur für denselben Kuznets-Zyklus, den auch die Bevölkerungsreihe aufweist. Bezüglich der Diskontsatz-Reihe darf man aus dem Korrelogramm schließen, daß ganz sicher ein 9-Jahres-Zyklus vorliegt, der möglicherweise einen 16-Jahres-Zyklus überlagert. Den etwa 16 - 17 Jahre langen Zyklus findet man im Korrelogramm der Großhandelspreise industrieller Grundstoffe wieder, während bei den Bruttoinvestitionen der Baumwollspinnereien ebenso wie bei der Produktion von Baumwollgarn und bei der pflanzlichen Nettoproduktion eine sichere Aussage nicht möglich erscheint.

Das Korrelogramm der Roheisenproduktion könnte man im Sinne eines 7-Jahres-Zyklus sowie eines unterliegenden Kuznets-Zyklus von fast 29 Jahren Länge interpretieren, wenn man den Anstieg der Korrelationskoeffizienten ab Lag 30 als kontinuierlich und gesichert ansehen dürfte. Doch gilt hier wie in den anderen behandelten Fällen, daß in die Autokorrelationen mit Lags größer als etwa 11 oder 12 nur noch relativ wenige Werte eingehen, alle Aussagen über längere Zyklen also problematisch erscheinen. Deshalb gehe ich auch beim Korrelogramm der Importpreise für schottisches Roheisen, das eine nahezu 'klassische' Form aufweist, nur so weit, einen 10-Jahres-Zyklus für gesichert zu halten, der einen 18-Jahres-Zyklus vermutlich überlagert, und vernachlässige die Hinweise auf eine weitere, vielleicht 28 Jahre lange Welle.

Das Ergebnis der Korrelogramm-Analyse läßt sich folgendermaßen zusammenfassen: Nur wenige der untersuchten Zeitreihen zeigen einen eindeutigen Juglar-Zyklus (6 - 11 Jahre), das sind der Diskontsatz und die Importpreise für Roheisen. Etwas verzerrt deutet sich ein solcher noch bei der pflanzlichen Nettoproduktion (10-Jahres-Zyklus, bei der Roheisenproduktion und bei den Bruttoinvestitionen der Baumwollspinnereien (6-Jahres-Zyklen) an. Alle anderen Korrelogramme enthalten in dieser Hinsicht keine sicheren Informationen. Dagegen dürfen mehrere Korrelogramme in dem Sinne interpretiert werden, daß die betreffenden Reihen Kuznets-Zyklen aufweisen; es sind dies die demographischen Reihen, der Privat-Diskontsatz und die Großhandelspreise für industrielle Grundstoffe sowie für schottisches Roheisen. Kondratieff-Wellen lassen sich wegen der Kürze der Reihen nicht mit Hilfe des Korrelogramms nachweisen. Keine gesicherten Hinweise liefern die vorliegenden Korrelogramme auf sehr kurze Zyklen von 2 bis 5 Jahren Länge. Bezüglich der auf diese Weise bestimmten Muster von Zyklen mit eindeutig erkennbarer Dauer gilt natürlich, daß damit auch deren jeweilige Anzahl pro Indikator relativ genau anzugeben ist, da die Länge des Untersuchungszeitraums feststeht. Die Überprüfung entsprechender Hypothesen leistet am sichersten die Spektralanalyse³³, doch muß dieser Test einer späteren Arbeit vorbehalten bleiben.

Wendepunkt-Sequenzen und Korrelogramme erbrachten Hinweise auf die zyklischen Verlaufsmuster einzelner Indikatoren, auf die Anzahl der Zyklen im Untersuchungszeitraum und auf die Durchschnittslänge sich teilweise überlagernder Wellen. Sie gestatten es, von nun an mit

einiger Berechtigung bezüglich bestimmter Zeitreihen von Zyklen des einen oder anderen in der Literatur diskutierten Typs zu sprechen. Für den Wirtschafts- und Sozialhistoriker von Bedeutung ist darüber hinaus die Datierung der gesamtwirtschaftlichen Konjunktur, denn er möchte wissen, wann mit Aufschwungs- oder Abschwungsphasen, mit Booms oder Depressionen von mehr als nur partikularer, d.h. sektoral oder branchenmäßig isolierter Bedeutung gerechnet werden darf. Lange Zeit ist in der Literatur die Datierung derartiger Konjunkturphasen mit Hilfe nicht ausgewiesener oder doch recht zufälliger Maßstäbe vorgenommen worden³⁴. Zu den Problemen einer fehlenden adäquaten Datenbasis sowie anerkannter Beurteilungskriterien tritt die im wesentlichen theoretisch begründete Unsicherheit, ob der Entwicklungsstand der deutschen Wirtschaft vor 1870, besonders ob das Ausmaß der Marktintegration es schon erlauben, von einer gesamtwirtschaftlichen Konjunktur zu sprechen. Borchardt äußert in seinem kürzlich erschienenen Handbuchartikel³⁵ erhebliche Bedenken und orientiert deshalb seine Datierung von Wechsellagen bis Ende der 1860er Jahre im wesentlichen an den Agrarzyklen, seit Beginn der 1840er Jahre ergänzt durch Hinweise auf die Wachstumsschwankungen des 'modernen' Sektors.

Da mir Borchardts Betonung der Agrarzyklen in diesem Umfang nicht haltbar erscheint und seine Charakteristik konjunktureller Umschlagpunkte nicht immer eindeutig ist (oft nicht erkennbar: sind krisenhafte Boomjahre oder erste Rezessionsjahre gemeint?), wage ich einen unabhängigen Versuch zur ausschließlich an quantitativen Kriterien festgemachten Terminierung der Konjunkturphasen zwischen 1820 und 1913. In diesen sollen möglichst viele verfügbare Informationen eingehen, so daß kein einzelner Indikator aus meinem Sample zum Referenzmaß gemacht werden kann. In einem ersten Anlauf betrachte ich die Wendepunkt-Sequenzen (Maxima und Minima der trendbereinigten Reihen) und ermittle die 'Häufung' von Wendepunkten in bestimmten Jahren. Dabei habe ich, weil von der Aussage her redundant oder zu speziell, die Gestorbenenziffer, die Arbeitsproduktivität im Steinkohlenbergbau und die Investitionen der Baumwollspinnereien unberücksichtigt gelassen; das Sample umfaßt demnach 15 Indikatoren.

Betrachtet man zuerst die oberen Wendepunkte, so zeigt sich, daß ihre Verteilung über den Gesamtzeitraum breit streut. Es gibt nur ein einziges Jahr, 1907, in dem mehr als 50 % der Indikatoren einen gemeinsamen Wendepunkt besitzen (8 von 15). Man kann auf diese Weise nicht einzelne Jahre als Umschlagpunkte der gesamtwirtschaftlichen Konjunktur

bestimmen, sondern nur Perioden von 2 bis 3 Jahren herauschälen, in denen sich obere Wendepunkte von jeweils mindestens 50 % der betrachteten Konjunkturindikatoren 'ballen'. Derartige Perioden sind die Jahre 1838 bis 1840 (9 von 15), 1845 bis 1847 (9 von 15), 1857 bis 1859 (10 von 15), 1864 bis 1866 (10 von 15), 1872 bis 1874 (10 von 15), 1898 bis 1900 (9 von 15), 1906 bis 1908 (14 von 15). Damit sind Entwicklungsphasen bezeichnet, in denen so viele Indikatoren durch Wendepunkte den Übergang zu einem unterproportionalen Wachstum (gemessen am Trend) signalisieren, daß vom Erreichen eines krisenhaften Wachstumsgipfels mit gesamtwirtschaftlicher Bedeutung gesprochen werden darf, auch in bezug auf die Jahre vor 1850.

Die unteren Wendepunkte streuen ebenfalls stark; kein einziges Jahr ist feststellbar, in dem 50 % der Indikatoren oder mehr einen unteren Wendepunkt aufweisen. Bildet man wieder Drei-Jahres-Perioden gemäß dem 50 %-Kriterium, so können als Phasen, während deren die 'Talsohle durchschritten wurde', folgende Jahre gelten: 1835 bis 1837 (7 von 15), 1849 bis 1851 (11 von 15), 1859 bis 1861 (10 von 15), 1878 bis 1880 (10 von 15), 1886 bis 1888 (9 von 15), 1893 bis 1895 (11 von 15), 1901 bis 1903 (10 von 15) und 1909 bis 1911 (10 von 15). Die Tiefs der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung lagen also ziemlich regelmäßig 7 bis 10 Jahre auseinander. Während der 1820er Jahre herrschte eine widersprüchliche Konjunktur, wenn man von der Charakterisierung durch Wendepunkte ausgeht. 1822, 1823 und 1825 besitzen zwar viele Konjunkturindikatoren Wendepunkte, doch werden nahezu gleich viele Hochs wie Tiefs signalisiert. Klarere Aussagen sind nicht möglich, was unter anderem dadurch bedingt sein dürfte, daß, abgesehen von der landwirtschaftlichen Nettoproduktion, die Mengenindikatoren während der 1820er Jahre keinen Wendepunkt aufweisen. Produktionszyklen im hier definierten Sinne gab es demnach vor 1830 in keinem relevanten Gewerbe- und Industriezweig.

Eine weitere Auffälligkeit dieser Phasenfolge ist, daß zwischen den beiden 'Hoch-Perioden' 1838/40 und 1845/47 keine eindeutige 'Tief-Periode' lokalisierbar ist. In den Jahren 1842 bis 1844 haben nur 6 der 15 Reihen einen unteren Wendepunkt. Ähnlich liegen die Dinge zwischen 1859/61 und 1878/80: In dieser Periode liegen zwei Phasen 'geballter' oberer Wendepunkte (1864/66 und 1872/74), die durch keinen Konjunktüreinbruch getrennt werden, vielmehr setzt sich der Aufschwung fast ungestört fort. Das Gegenstück bieten die Jahre 1878/80 bis 1893/95: Sie markieren Depressionsphasen, zwischen denen eine weitere Depressionsphase, 1886/88, liegt, aber keine ausgesprochene

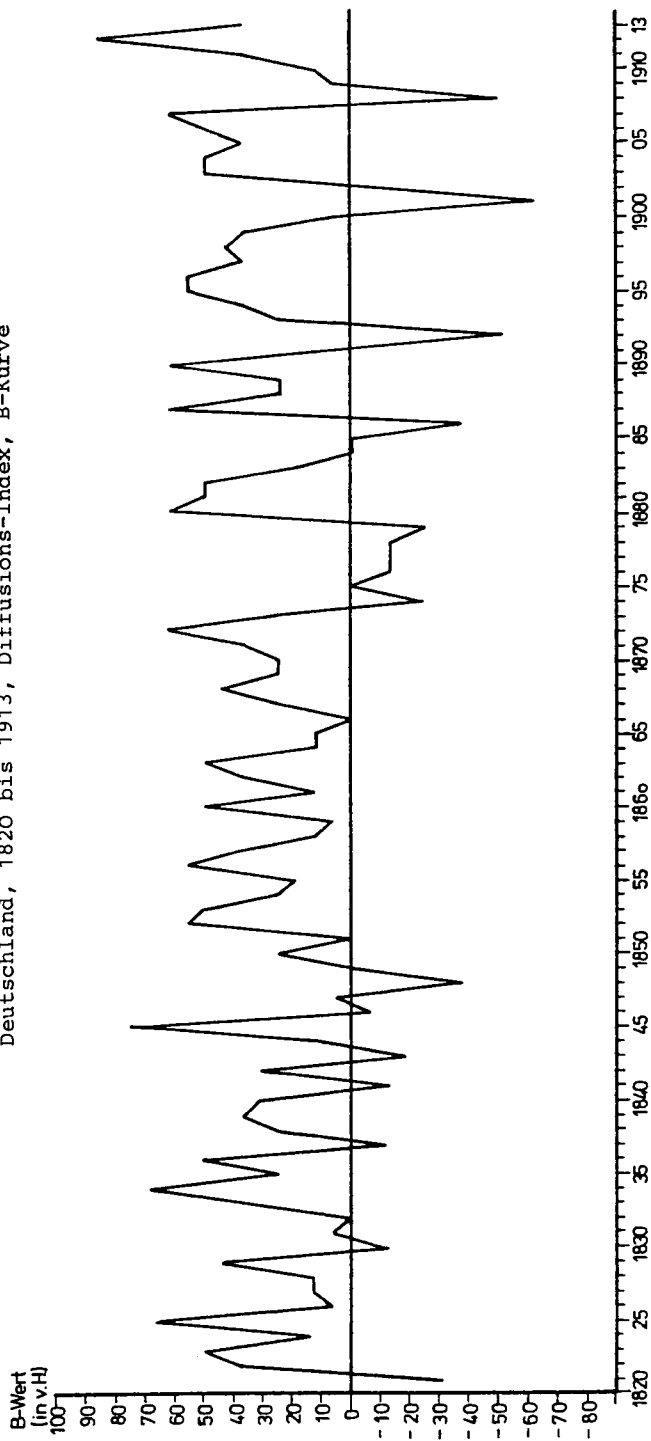
Boom-Phase. Denn während der Aufschwungsphasen 1881/83 und 1889/91 erreichen jeweils weniger als 50 % der Indikatoren obere Wendepunkte. Insofern bestätigt diese Wendepunkt-Untersuchung eine in der Literatur häufig geäußerte Meinung, wonach die Zeit zwischen 1851 und 1874 durch ein Überwiegen günstiger Wachstumsbedingungen charakterisiert gewesen sei, während in den Jahren 1875 bis 1895 die ungünstigen Wachstumsbedingungen dominierten. Allerdings muß in diesem Zusammenhang an die Trendanalyse erinnert werden, die für die zuletzt genannte Periode zeigte, daß einige Wertreihen tendenziell schrumpften, das Wachstum der Mengenreihen sich aber eher beschleunigte.

Nicht alle traditionellen Wendepunkte, die in der konjunkturhistorischen Literatur genannt werden, fallen in die mit Hilfe der maximalen Trendabweichungen bestimmten Perioden³⁶. Neben den methodisch bedingten Differenzen spielen, wie erwähnt, begriffliche Unklarheiten eine Rolle. Um diese auszuschalten und zugleich auf den Trendmaßstab zu verzichten, berechnete ich als weiteres Datierungsinstrument einen Diffusionsindex nach dem Muster des National Bureau of Economic Research. Ein solcher Index mißt den Anteil expandierender und kontrahierender Reihen in einer begründeten Auswahl von Konjunkturindikatoren³⁷. Für die Zwecke dieses Aufsatzes habe ich pro Jahr den Anteil rückläufiger Reihen vom Anteil der expandierenden Reihen subtrahiert, so daß die sich ergebende Kurve stets dann negative Werte aufweist, wenn der Anteil von Reihen mit negativen Wachstumsraten überwiegt. Die Kurve ist in Schaubild 1 dargestellt und gibt Auskunft über das Ausmaß von Expansions- oder Schrumpfungstendenzen in der durch die Konjunkturindikatoren repräsentierten Gesamtwirtschaft³⁸.

Die Konstruktion des Index macht es möglich, Kriterien festzulegen, mit Hilfe derer ich irrelevante Extremwerte ausscheiden kann. Und zwar gelten mir als Maxima nur solche Jahre, in denen mindestens 75 % der Reihen im Sample expandieren und gleichzeitig weniger als 25 % schrumpfen. Als Minima gelten Jahre, in denen mehr als 50 % der Reihen rückläufig sind und gleichzeitig weniger als 40 % zunehmen. Unter Berücksichtigung dieser relativ strengen Kriterien indiziert die B-Kurve folgende obere Extremwerte der Konjunktur: 1825, 1834, 1845, 1852, 1856, 1872, 1880, 1887, 1890, 1895, 1896, 1907 und 1912. Untere Extremwerte fallen in die Jahre: 1821, 1843, 1848, 1874, 1879, 1886, 1892, 1901 und 1908. Bei diesen Angaben fällt vor allem auf, daß es sehr viel mehr obere als untere Extremwerte gibt, d.h. die B-Kurve verweist auf einige längere Perioden, in denen günstige

Schaubild 1

Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Konjunktur in
Deutschland, 1820 bis 1913, Diffusions-Index, B-Kurve



Wachstumsbedingungen durch keine quantitativ bedeutsamen Rückschläge unterbrochen wurden, das sind die Phasen von 1825 bis 1834 und von 1852 bis 1872. Durch keinen Einbruch getrennt erscheinen zudem die Boomjahre 1887 und 1890 sowie 1895 und 1896. Umgekehrt zeigt sich eine längere Depressionsphase zwischen 1874 und 1879.

Die sich auf den Zeitraum 1840 bis 1880 beziehenden Angaben sind durch meine frühere detaillierte Analyse dieses Zeitraums voll bestätigt. Die Extremwerte für die Jahre 1880 bis 1913 stimmen weitgehend mit den aus der Literatur bekannten, besonders denen von Borchardt überein. Wesentlich erscheint hier nur die Abweichung in der Einschätzung des Jahres 1825, das laut B-Kurve ein Jahr besonders guter Konjunktur war, während es nach Borchardt eher Depressionscharakter hatte. Demnach kann man von folgenden gesamtwirtschaftlich relevanten Zyklen während des Untersuchungszeitraums ausgehen (gemessen von Tief zu Tief unter Verzicht auf den Trend als Maßstab, d.h. kompatibel mit der herkömmlichen Betrachtungsweise): 1821 - 43, 1843 - 48, 1848 - 79, 1879 - 86, 1886 - 92, 1892 - 1901, 1901 - 08. Einzufügen wäre der durch meine Detailuntersuchung des Zeitraums 1840 - 80 gut belegte, von der B-Kurve ausgeglättete Zyklus 1848 - 59³⁹. Weniger einschneidende Zwischenbewegungen, die auf einige Kurzzyklen verweisen, sind dem Schaubild 1 zu entnehmen.

IV.

In den vorstehenden Abschnitten habe ich Trendformen und Zyklenmuster in der deutschen Volkswirtschaft, soweit sie durch meine Indikatoren- auswahl repräsentiert wird, analysiert. Fraglich erscheint, ob das benutzte Sample nur ein Nebeneinander von isolierten, sich wechselseitig nicht beeinflussenden ökonomischen Variablen darstellt, oder ob sich strukturierte Beziehungen zwischen den Indikatoren nachweisen lassen, die den Schluß erlauben, daß das Sample auch gesamtwirtschaftlich relevante Prozesse abbildet. Diesem Zweck dient eine von mir durchgeführte Lead-Lag-Analyse, innerhalb derer jede Reihe mit jeder anderen korreliert wurde⁴⁰. Dabei berücksichtige ich Lags (Verzögerungen) der Reihen gegeneinander von plus/minus eins bis plus/minus zehn Jahren. Ich kann im folgenden nur einige exemplarische Ergebnisse dieser Berechnungen wiedergeben.

Der Zweck der Analyse wird ein wenig dadurch beeinträchtigt, daß ich im ersten Versuch den Gesamtzeitraum nicht unterteilte, obwohl es

nach der Trenduntersuchung sinnvoll erscheint, die Lead-Lag-Analyse für jeden bedeutsamen Teilzeitraum getrennt anzulegen. Möglich ist, daß eine für Teilperioden durchaus bestehende enge Relation in den von mir für den Gesamtzeitraum berechneten Ergebnissen nicht mehr in Erscheinung tritt. Insofern sind Anschlußrechnungen notwendig.

Um die konjunkturelle Bedeutung demographischer Indikatoren zu prüfen, interessierten mich zunächst Zusammenhänge zwischen der Bevölkerungsreihe und den anderen Konjunkturindikatoren. Im Bereich plausibler Lags ergaben sich allerdings nur schwach signifikante Korrelationen. Bei Lags von plus vier bis plus sieben Jahren erhält man z.B. bei Kombination mit der Roheisenproduktion Koeffizienten zwischen $r = 0,3502$ und $r = 0,3598$. Es bestehen also nur lockere Zusammenhänge, die so zu interpretieren sind, daß ein Einfluß der durch die Roheisenproduktion indizierten Schwankungen des industriellen Wachstums auf die Bevölkerungswellen mit einer Verzögerung von vier bis sieben Jahren nicht ganz ausgeschlossen werden kann. Dieser Schluß ist plausibel, stellt aber keine neue Erkenntnis dar. Im übrigen bleibt offen, welche wirtschaftlichen Faktoren auf das Bevölkerungswachstum einwirkten und wie dessen Schwankungen möglicherweise auf die Konjunkturzyklen zurückwirkten. Auch die anderen demographischen Reihen, Geburten-, Eheschließungs- und Sterbeziffer, weisen kaum höhere Korrelationen mit ökonomischen Indikatoren auf. Die einzige wirtschaftliche Variable, die überraschenderweise gerade Einfluß auf die Geburtenziffer zu haben schien, sind die Konkurse, die bei zwei- bis vierjährigem Vorlauf signifikant mit der Geburtenziffer korrelieren (max. $r = -0,4737$). Daraus kann gefolgert werden, daß ein Rückgang der Konkurse mit zwei- bis vierjähriger Verzögerung positiv auf die Geburtenziffer wirkte, wie umgekehrt ein Ansteigen der Konkurse vermutlich zu einem Rückgang der Geburtenziffer beigetragen hat. Da aber die Lag-Korrelationen keinen Hinweis enthalten, welche ökonomischen Zusammenhänge die Konkurse repräsentieren, wirft dies Ergebnis mehr Fragen auf als es beantwortet. Insgesamt kann behauptet werden, daß entgegen den häufig in der Literatur geäußerten Hoffnungen⁴¹, die Berücksichtigung demographischer Indikatoren in Konjunkturuntersuchungen nur geringen statistisch nachweisbaren Erklärungswert besitzt.

Nicht minder unbefriedigend sind die Ergebnisse bezüglich der Indikatoren aus dem Agrarbereich. Zumindest bei Betrachtung des Gesamtzeitraums haben weder die Preise agrarischer Lebensmittel noch die pflanzliche Nettoproduktion signifikanten Einfluß auf eine der im Sample

verfügbaren ökonomischen Variablen.

Schließlich hatte ich gehofft, mit Hilfe der Lag-Korrelation Hinweise darauf zu erhalten, welche Faktoren die Zyklen der Bruttoinvestitionen der Baumwollspinnereien beeinflusst haben könnten. Aber weder mit den Diskontsätze, noch mit den Agrarpreisen oder der Spinnmarge, nicht einmal mit der Garnproduktion ergaben sich engere Zusammenhänge.

Eindeutige Resultate fand ich in anderen Bereichen. So zeigte sich etwa, daß die Arbeitsproduktivität im Steinkohlenbergbau mit großer Wahrscheinlichkeit von der Entwicklung der Grundstoffpreise überhaupt, dabei auch der Importpreise für Roheisen, beeinflusst wurde. Mit den Grundstoffpreisen errechnet sich bei zweijährigem Vorlauf derselben ein enger inverser Zusammenhang ($r = -0,7462$). Die Relation zu den Importpreisen für Roheisen ist etwas lockerer ($r = -0,5522$ bei einjährigem Vorlauf der Preise), spricht aber, wie die vorher zitierte, dafür, daß offenbar ein Sinken der Grundstoffpreise, damit, vermittelt über die Steinkohlenpreise, der Grubengewinne erhöhte Anstrengungen in Richtung einer Produktivitätssteigerung auslösten, während längere Preissteigerungsphasen einen Rückgang der Produktivität hinnehmen ließen. Hohe Korrelationen erhielt ich zwischen Roheisenproduktion und Steinkohlenförderung: $r = 0,8281$ bei einjähriger Verzögerung der Roheisenproduktion. Das ist kein unerwartetes Resultat, während mich doch die über viele Lags hin stets enge Relation zwischen Roheisenproduktion und Wechselbeständen (ohne Lag: max. $r = 0,7597$) erstaunte. Die durch die Roheisenproduktion repräsentierte industriewirtschaftliche Mengenkonjunktur war offenbar während des gesamten Zeitraums eng mit den Kreditzyklen verkoppelt. Erwähnt sei noch, daß die Roheisenproduktion, entgegen allen Vermutungen, bei keinem Lag signifikant mit den Importpreisen für Roheisen korreliert: Die über die Preisschwankungen vermittelte ausländische Konkurrenz kann also nur geringen Einfluß auf die inländische Produktionsentwicklung gehabt haben.

Als Ergebnis der Lag-Korrelationen darf festgehalten werden, daß sich ein statistisch signifikanter Einfluß sowohl des Bevölkerungswachstums als auch der Ernteschwankungen auf die übrigen Konjunkturindikatoren nicht nachweisen läßt. Jedenfalls gilt das, wenn der Gesamtzeitraum zugrunde gelegt wird. Für die lange Zeitspanne errechnet man signifikante bzw. eindeutig interpretierbare Ergebnisse nur hinsichtlich der Zusammenhänge zwischen einigen Indikatoren aus dem Bereich der Schwer-

industrie sowie zwischen diesen und Indikatoren des monetären Sektors. Darin kann ein Beleg nicht nur für die indizierten Zusammenhänge, sondern auch für die ganz außergewöhnlichen Wachstumsbedingungen der Industriewirtschaft gesehen werden, für die die genannten Indikatoren stehen. Die Interdependenzen zwischen der Industriewirtschaft und dem agrarischen Bereich sind offenbar nicht sonderlich stark gewesen. Allerdings sollten auf jeden Fall Kontrollrechnungen für Teilperioden durchgeführt werden, ehe man die zitierten Befunde 'festschreibt'.

V.

Die vorstehende Untersuchung ist als erster Versuch anzusehen, das Wachstum der deutschen Wirtschaft und seine Zyklen über den langen Zeitraum von 1820 bis 1913 auf der Basis von 18 Indikatoren im Zusammenhang quantitativ zu analysieren. Dabei ging es um

- den Nachweis relevanter unterschiedlicher Wachstumsmuster innerhalb der Gesamtwirtschaft;
- die Bestimmung von Zahl und Durchschnittslänge der Zyklen einzelner Indikatoren sowie die Datierung der vorherrschenden Konjunkturbewegung;
- Einblicke in die Zusammenhänge zwischen einzelnen Wirtschaftsbereichen.

Neben diese inhaltlichen Zielsetzungen trat das gleichberechtigte Interesse, am Beispiel einiger im Rahmen der Wirtschafts- und Sozialgeschichte brauchbar erscheinenden Methoden und Instrumente der Zeitreihenanalyse vorzuführen. Der Herausarbeitung von Wachstumsmustern diente die Trendanalyse, in deren Mittelpunkt die Approximation alternativer Trendfunktionen und die Prüfung ihrer Eignung stand. Als problematisch erwies sich u.a. der Trendbegriff selbst, den ich für die Zwecke des Aufsatzes primär als heuristisches Instrument definiert habe. Eine Konsequenz dieses Vorgehens war, daß ich - im Gegensatz zur üblichen Praxis der Statistiker - auch höhergradige Polynome als Trendfunktionen akzeptierte, weil sie den Wechsel der dominanten Wachstumsrichtung und der zugrunde liegenden Parameter und Relationen zum Ausdruck bringen, der durch die Folge unterschiedlich strukturierter Wirtschaftsperioden während des Untersuchungszeitraums bedingt ist. Das Ergebnis der Auswahl je einer als optimal erscheinenden Trendfunktion für die einzelnen Indikatoren ist in Anhang 2 übersichtlich dargestellt. Hier sei hervorgehoben, daß die Produktions-

und Verbrauchsindikatoren im allgemeinen durch einen parabolischen Trendverlauf charakterisiert sind, während Preise und demographische Indikatoren teilweise deutlich erkennbare Trendzyklen aufweisen, die dem Muster von Kondratieff-Wellen entsprechen. Für die Entscheidung, derartige Zyklen als Trend gelten zu lassen, spricht nicht nur das genannte inhaltlich-historische Argument, sondern auch ein formales: Die höhergradigen Polynome 'erklären' nur einen Bruchteil der Gesamtvarianz der jeweiligen Reihe, das Ausmaß der Schwankungsintensität der Ursprungswerte um den Trend wird kaum beeinträchtigt. Bei den Mengenindikatoren 'erklären' dagegen einfach parabolische Trends meist mehr als 90 % der Varianz, verringern dementsprechend erheblich die Schwankungsintensität der verbleibenden Konjunkturkomponente. Die Befunde meiner Trendanalyse könnten denjenigen Wirtschaftshistorikern, die die Verwendung der Take-Off-Hypothese zumindest als heuristisches Periodisierungsinstrument befürworten, eine neue Begründungshilfe liefern.

Zum Zweck der Bestimmung von Zyklenzahl und -länge einzelner Indikatoren sowie der Datierung der durch mein Sample repräsentierten gesamtwirtschaftlich vorherrschenden Konjunkturbewegung bediente ich mich des Instruments der Trendbereinigung, der Untersuchung von Wendepunkt-Sequenzen, der Berechnung eines Diffusions-Index sowie der Korrelogramm-Analyse. Es zeigte sich, daß nach Eliminierung der Trends bei den Indikatoren Zyklen von ganz verschiedener Dauer und insofern auch Anzahl in Erscheinung traten. Nur in Ausnahmefällen hatten diese Zyklen eine gewisse Regelmäßigkeit, so daß die Angabe der Durchschnittslänge sinnvoll erschien. Die Vermutung liegt nahe, daß möglicherweise jeweils mehrere gleichförmige Zyklen von unterschiedlicher Länge in den einzelnen Reihen enthalten sind, die sich jedoch überlagern und den Eindruck völliger Systemlosigkeit erwecken. Der Prüfung dieser Hypothese diente die Korrelogramm-Analyse, mit deren Hilfe sich tatsächlich in vielen Reihen klare Zyklenmuster aufdecken ließen. Erwähnt sei, daß die demographischen Reihen offenbar durch längere Kuznets-Zyklen geprägt sind, die man auch als Grundtendenz in einigen Preisreihen antrifft, so z.B. bei den Importpreisen für Roheisen, bei den Großhandelspreisen industrieller Grundstoffe und beim Privatskontsatz. Diese Kuznets-Zyklen sind aber im Fall der Preisreihen erheblich kürzer als bei den demographischen Indikatoren und werden zudem deutlich erkennbar von Juglar-Zyklen überlagert. Ein einfaches Konjunkturmuster der Produktionsindikatoren konnten die Korrelogramme nicht aufdecken. Im Zusammenhang mit der Zyklenanalyse unternahm ich

auch den Versuch einer Datierung der gesamtwirtschaftlichen Konjunktur, soweit sie durch das mir verfügbare Sample von Indikatoren abgebildet wird. Ausgehend von den pro Indikator ermittelten Wendepunkt-Sequenzen konnte ich Drei-Jahres-Perioden bilden, in denen jeweils mehr als 50 % der Reihen einen oberen bzw. einen unteren Wendepunkt aufweisen. Die damit gegebene Datierung der konjunkturellen Tiefs und Hochs weicht wegen der Verwendung des Trends als Maßstab in einigen Fällen von der herrschenden Meinung ab. Dieser entspricht eher die Datierung, wie sie aus einem von mir berechneten Diffusions-Index (Schaubild 1) abzulesen ist. Beide Methoden der Terminierung haben ausweisbaren Wert, so daß es ausgesprochen lohnend erscheint, in vertiefenden Untersuchungen die Bedeutung von Abweichungen zwischen den Ergebnissen aufzuklären. In jedem Fall legen sie nahe, Zäsuren zwischen drei, hinsichtlich ihrer strukturellen Bedingungen unterscheidbaren Wachstumsphasen während des Untersuchungszeitraums anzunehmen: 1820 bis 1840/50, 1850 bis 1870/80, 1880 bis 1913.

Schließlich führte ich eine Lead-Lag-Analyse durch, die die Zusammenhänge zwischen den Indikatoren in meiner Auswahl klären sollte. Ich kann hier nur über die ersten Ergebnisse meiner Berechnungen berichten, in denen jeweils der gesamte Untersuchungszeitraum zugrund gelegt wurde, die eben erwähnte Unterscheidung von Wachstumsphasen also unberücksichtigt blieb. Das mag die Korrelationen teilweise verzerrt haben, denn es zeigte sich, daß entgegen den berechtigten Erwartungen, für die es in der einschlägigen Literatur genügend Beispiele gibt, kein statistisch nachweisbarer Zusammenhang zwischen dem Bevölkerungswachstum und den Ernteschwankungen auf der einen Seite, den Indikatoren des industriewirtschaftlichen Wachstums auf der anderen Seite besteht. Das Bevölkerungswachstum erscheint sogar als von den Ernteschwankungen relativ unabhängig. Es ergeben sich jedoch Hinweise auf zahlreiche signifikante Relationen zwischen verschiedensten Indikatoren aus dem Bereich der Industriewirtschaft, zu der auch der Geld- und Kreditsektor zu rechnen ist. Die Korrelationen sind regelmäßig relativ eng und die bezeichneten Lags plausibel.

Die Untersuchung hat nicht nur die Funktion und (begrenzte) Leistungsfähigkeit einiger Methoden und Instrumente der Zeitreihenanalyse im historischen Kontext demonstriert. Einige Ergebnisse erscheinen vielmehr schon jetzt diskutabel, so z.B. diejenigen hinsichtlich langfristiger Wachstumsmuster sowie typischer Durchschnittszyklen in einigen Indikatorenbereichen. Zugleich dürfte aber deutlich geworden sein, daß an mehreren Stellen weiterführende Analysen und Überprüfungen

notwendig sind. Dies gilt sowohl für die erwähnten zyklischen Muster, die mit Hilfe der Spektralanalyse zu testen sind, als auch für die Lead-Lag-Analyse, die für Teilzeiträume ergänzend durchgeführt werden sollte. Darüber hinaus halte ich es für lohnend, die bei den Datierungsversuchen ermittelten Konjunkturphasen, vor allem für die Perioden 1820 bis 1840 und 1880 bis 1913, auf der Basis breiteren Materials quantitativ eingehender zu untersuchen. Dafür liefere ich hiermit eine Ausgangsposition und Ansatzpunkte für konkrete Kritik.

Anhang 1: Quellen und Verfahren der Datengewinnung

Reihe 1: Mittlere deutsche Bevölkerung (in Mio.).

Quellen: Hoffmann, Walther G., u.a., Das Wachstum der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts, Berlin usw. 1965, S. 172 ff.

Reihe 2: Geburtenziffer der deutschen Bevölkerung.

Quellen: Wie Reihe 1. Geborene (ohne Totgeburten) auf 100.000 der mittleren Bevölkerung.

Reihe 3: Eheschließungsziffer der deutschen Bevölkerung.

Quellen: Wie Reihe 1. Eheschließungen auf 100.000 der mittleren Bevölkerung.

Reihe 4: Gestorbenenziffer der deutschen Bevölkerung.

Quellen: Wie Reihe 1. Gestorbene (ohne Totgeburten) auf 100.000 der mittleren Bevölkerung.

Reihe 5: Konkurse (in 1.000).

Quellen: Gehrman, Friedhelm, Konkurse im Industrialisierungsprozeß Deutschlands, 1810 - 1913, Diss., Münster 1973, S. 89 f. Diesjährig anhängige Konkurse bei deutschen Gerichten (einschließlich der Fälle, in denen später das Verfahren z.B. mangels Masse nicht eröffnet wurde).

Reihe 6: Jahresdurchschnittlicher Privat-Diskontsatz, Hamburg/Berlin (in v.H.).

Quellen: Müssig, Emil, Eisen- und Kohlen-Konjunktoren seit 1870, 2. erg. u. erw. Aufl., Augsburg 1919, S. 295 ff.; Soetbeer, Adolf, Beiträge und Materialien zur Beurteilung von Geld- und Bank-Fragen mit besonderer Rücksicht auf Hamburg, Hamburg 1855, S. 125; Ders., Materialien zur Erläuterung und Beurteilung der wirtschaftlichen Edelmetallverhältnisse und der Währungsfrage, 2. vervollst. Aufl., Berlin 1886, S. 78; Der Zollverein, 1. Jg. (1865), Nr. 12. Eine durchgehende Reihe für Hamburg oder Berlin liegt nicht vor. Sie ließe sich im Fall Berlins aus dem Banksatz bilden, doch erscheint mir der Privat-Diskont konjunktursensibler, speziell vor 1876. Unter der Annahme, daß ab 1870 Berlin den Wechselplatz Hamburg an Bedeutung übertraf, kombinierte ich den Berliner Satz für den Zeitraum 1870 - 1913 mit dem Hamburger Satz für den Zeitraum 1824 - 1870. Der Wert für 1870 ist das Mittel aus beiden Sätzen. Für die Periode 1820 - 24 rechnete ich den Hamburger Satz mit Angaben für Bremen zurück, da mir entsprechende Angaben für Hamburg fehlen, die Bremer Verhältnisse aber sehr ähnlich gewesen sein dürften.

Reihe 7: Wechselbestände bei deutschen Geld- und Kreditinstituten am Jahresende (in Mio. Mark).

Quellen: Geschichte der Königlichen Bank in Berlin, Berlin 1854, S. 231; Hundert Jahre Bayerische Hypotheken- und Wechsel-Bank,

Wenn keine Erläuterungen zu den Datengewinnungsverfahren gemacht werden, sind die Reihen unverändert aus den genannten Quellen übernommen.

1835 - 1935, München 1935, S. 146; Hübner, Otto, Die Banken, S. 19, 123 ff.; Spiethoff, Arthur, Die wirtschaftlichen Wechsellagen, Bd. 2, Tübingen usw. 1955, Tafel 10; Spree, Reinhard, Die Wachstumszyklen der deutschen Wirtschaft von 1840 bis 1880, Berlin 1977, S. 376, Tab. A 14; Statistisches Handbuch für das Deutsche Reich, Berlin 1907, Teil 1, S. 455; Trachtenberg, J., Monetary Crises, 1821 - 1938, Moskau 1939, S. 693 (= World Economic Crises, 1848 - 1935, Varga, Eugen (Hg.), Bd. 3). Die von Spree (unter Mithilfe von J. Bergmann) für den Zeitraum 1840 - 80 geschätzte Reihe der Wechselbestände rechnete ich anhand der Daten für einige Banken, besonders: Königliche Bank Berlin, bis 1820 zurück. Bis 1913 extrapolierte ich die Reihe auf der Basis eines kombinierten Samples von Notenbanken und großen Kreditbanken. Reihe hinsichtlich des Niveaus wahrscheinlich verzerrt (vor allem für die Periode 1820 - 60, weil Datenbasis zu schmal), doch dürfte sie die konjunkturellen Schwankungen angemessen wiedergeben.

Reihe 8: Pflanzliche Nettoproduktion der deutschen Landwirtschaft in konstanten Preisen von 1913 (in Mio. Mark).

Quellen: Helling, Gertrud, Berechnung eines Index der Agrarproduktion in Deutschland im 19. Jahrhundert, in: Jahrbuch für Wirtschaftsgeschichte, (1965), Teil 4, S. 144; Hoffmann u.a., Das Wachstum, S. 310.
Ich extrapolierte die 1850 einsetzende Hoffmannsche Reihe auf der Basis der von Helling vorgelegten Daten der Getreide- und Kartoffelproduktion in Preußen, Sachsen, Bayern und Württemberg bis 1820. Ergebnis scheint auch im Niveau recht zutreffend zu sein.

Reihe 9: Großhandelspreise pflanzlicher Nahrungsmittel, Index, 1913 = 100, konstante Wägung (in v.H.).

Quellen: Jacobs, A., u.a., Die Großhandelspreise in Deutschland von 1792 bis 1934, in: Vierteljahresshette zur Konjunkturforschung, Sonderheft 37, Berlin 1935, S. 78 f. Preise für Erbsen, Gerste, Hafer, Kartoffeln, Roggen und Weizen.

Reihe 10: Zuckerverbrauch (in 1.000 t).

Quellen: Denkschrift zum 75-jährigen Bestehen des Vereins der Deutschen Zucker-Industrie, 1850 - 1925, Berlin 1925, S. 258, 281; Hoffmann, Das Wachstum, S. 623 ff.
Die ab 1850 vorliegende Schätzung von Hoffmann extrapolierte ich anhand der Vereinsstatistik bis 1822. Werte für 1820/21 im Hinblick auf die Entwicklung der pflanzlichen Nettoproduktion und des Diskontsatzes geschätzt.

Reihe 11: Großhandelspreise industrieller Grundstoffe, Index, 1913 = 100, konstante Wägung (in v.H.).

Quellen: Jacobs, A., Die Großhandelspreise, S. 78 f. Preise diverser Rohstoffe und Halbwaren aus allen wichtigen Gewerbebereichen.

Reihe 12: Fördermenge des preußischen Steinkohlenbergbaus (in Mio. t).

Quellen: Holtfrerich, Carl-L., Quantitative Wirtschaftsgeschichte des Ruhrkohlenbergbaus im 19. Jahrhundert, Dortmund 1973, S. 16 ff. Königreich Preußen, jew. Gebietsstand.

Reihe 13: Arbeitsproduktivität im Steinkohlenbergbau des OBAB Dortmund (in t/Mann).

Quellen: Holtfrerich, Quantitative Wirtschaftsgeschichte, S. 66 ff.,
Jährliche Fördermenge pro Belegschaftsmitglied.

Reihe 14: Roheisenproduktion (in 1.000 t).

Quellen: Marchand, Hans, Säkularstatistik der deutschen Eisenindustrie, in: Schriften der Volkswirtschaftlichen Vereinigung im rheinisch-westfälischen Industriegebiet, N.F., Hauptreihe, H. 3, Essen 1939, S. 114 - 119. Die ab 1834 vorliegende Reihe der Roheisenproduktion im Zollverein rechnete ich anhand der ebenfalls von Marchand wiedergegebenen Daten für Preußen, Sachsen und Nassau bis 1820 zurück. Da die Repräsentation gut ist, dürfte zumindest die konjunkturelle Entwicklung zuverlässig indiziert werden.

Reihe 15: Importpreise für schottisches Roheisen ab Hamburg (in Mark/t).

Quellen: Jacobs, Die Großhandelspreise, S. 62 f.; Oechelhäuser, Wilhelm, Vergleichende Statistik der Eisen-Industrie aller Länder und Erörterung ihrer ökonomischen Lage im Zollverein, Berlin 1852, S. 216.

Reihe für schottisches Roheisen Nr. 1 (seit 1889 einschl. 10 M/t Zoll) setzt 1852 ein. Ich extrapolierte sie bis 1830 anhand von Fob-Preisen in Glasgow (3/5 Nr. 1 + 2/5 Nr. 3; unterstellt, daß sich die Glasgower Fob-Preise zwar im Niveau von den Hamburger Importpreisen unterscheiden, daß die Zuwachsraten aber identisch sind) und von 1830 bis 1820 anhand der Preise für 'Englisch Platt in Sorten' in Hamburg, die auch im Niveau gut mit den Roheisenpreisen übereinstimmen.

Reihe 16: Brutto-Investitionen der Baumwollspinnereien (in 1.000 Mark).

Quellen: Kirchhain, Günter, Das Wachstum der deutschen Baumwollindustrie im 19. Jahrhundert, Diss., Münster 1971, S. 105.
Wert für 1871 wurde von mir linear interpoliert, da Kirchhain das Gesamtkapital von Elsaß-Lothringens Baumwollspinnereien als Neuinvestition einbezieht.

Reihe 17: Spinnmarge der deutschen Baumwollspinnereien (in Pfennig/kg).

Quellen: Kirchhain, Das Wachstum, S. 142 ff. Spinnmarge = Differenz zwischen Garnpreis und Kosten der Rohbaumwolle.

Reihe 18: Garnproduktion der Baumwollspinnereien (in 1.000 t).

Quellen: Dieterici, C.F.W., Statistische Übersicht der wichtigsten Gegenstände des Verkehrs und Verbrauchs im preußischen Staate und im deutschen Zollverbande in dem Zeitraume von 1831 bis 1836, Berlin usw. 1838, S. 311; Kirchhain, Das Wachstum, S. 24 f. Kirchhains Schätzung setzt 1834 ein, für die Vorzeit gibt er nur einige Stützwerte an. Da während der 1830er Jahre eine relativ gute Übereinstimmung der Zuwachsraten zwischen der Garnproduktion und den mit Hilfe von 2-Jahres-Mitteln geglätteten Importen von Rohbaumwolle in Hamburg besteht, extrapolierte ich mit letzteren von 1834 bis 1820 unter Berücksichtigung der Kirchhainschen Stützwerte. Als Konjunkturindikator erscheint die gewonnene Reihe relativ zuverlässig.

Anhang 2: Zusammenstellung der pro Indikator ausgewählten Trendfunktionen

Laufende Nummer	Indikator ¹	Trendfunktion	Standardabweichung ²	Anteil der "erklärten" Varianz ³
1	2	3	4	5
1	Mittlere Bevölkerung (in Mio.)	Polynom 3.Grades	0,27	99,94
2	Geburtenziffer	Polynom 3.Grades	129,12	74,84
3	Eheschließungsziffer	Polynom 6.Grades	51,10	12,67
4	Gestorbenen-ziffer	Polynom 6.Grades	117,21	88,35
5	Konkurse (in 1.000)	Polynom 4.Grades	1,88	73,45
6	Jahresdurchschnittlicher Privatkont, Hamburg/Berlin (in v.H.)	Polynom 4.Grades	0,87	14,89
7	Wechselbestände deutscher Geld- und Kreditinstitute am Jahresende (in Mio. Mark)	Polynom 3.Grades	245,26	96,02
8	Pflanzliche Nettoproduktion in konstanten Preisen von 1913 (in Mio. Mark)	Polynom 4.Grades	189,47	93,06
9	Großhandelspreise pflanzlicher Nahrungsmittel, Index, 1913=100, konstante Wägung (in v.H.)	Polynom 4.Grades	13,00	57,94
10	Zuckerverbrauch (in 1.000 t)	Polynom 3.Grades	29,77	99,29
11	Großhandelspreise industrieller Grundstoffe, Index, 1913=100, konstante Wägung (in v.H.)	Polynom 4.Grades	9,21	60,08
12	Fördermenge des preußischen Steinkohlenbergbaus (in Mio. t)	Polynom 3.Grades	3,24	99,50
13	Arbeitsproduktivität im Steinkohlenbergbau des OBAB Dortmund (in t/Mann)	Polynom 5.Grades	16,00	92,66
14	Roheisenproduktion (in 1.000 t)	Polynom 3.Grades	563,97	98,41
15	Preise für schottisches Roheisen ab Hamburg (in Mark/t)	Polynom 4.Grades	20,77	86,18
16	Brutto-Investitionen der Baumwoll-Spinnerei-Industrie (in 1.000 Mark)	Polynom 2.Grades	7.148,12	61,82
17	Spinnmarge der Baumwoll-Spinnerei-Industrie (in Pfennig/kg)	Polynom 3.Grades	24,42	85,14
18	Garnproduktion der Baumwoll-Spinnerei-Industrie (in 1.000 t)	Polynom 3.Grades	12,63	99,04

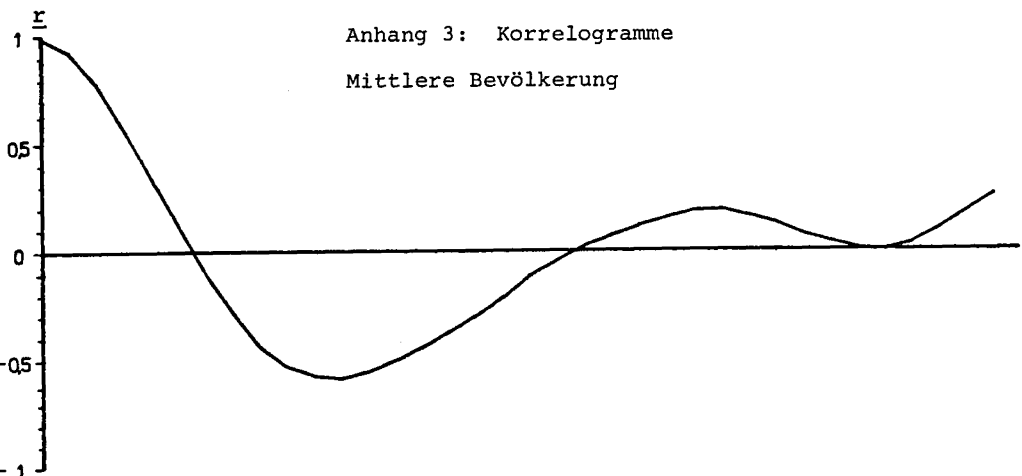
¹ Wenn nicht ausdrücklich anders erwähnt, beziehen sich die Indikatoren stets auf den Gebietsstand des Deutschen Kaiserreichs, vor 1871 ohne Elsaß-Lothringen.

² Standardabweichung der um den geschätzten Trend "bereinigten" Reihe (=Residuen).

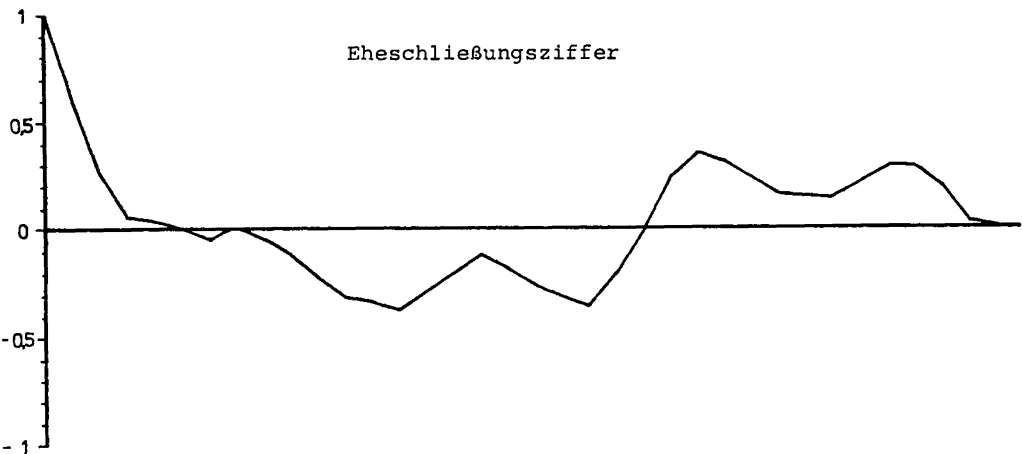
³ Anteil der durch den geschätzten Trend "erklärten" Varianz an der Gesamtvarianz in v.H.

Anhang 3: Korrelogramme

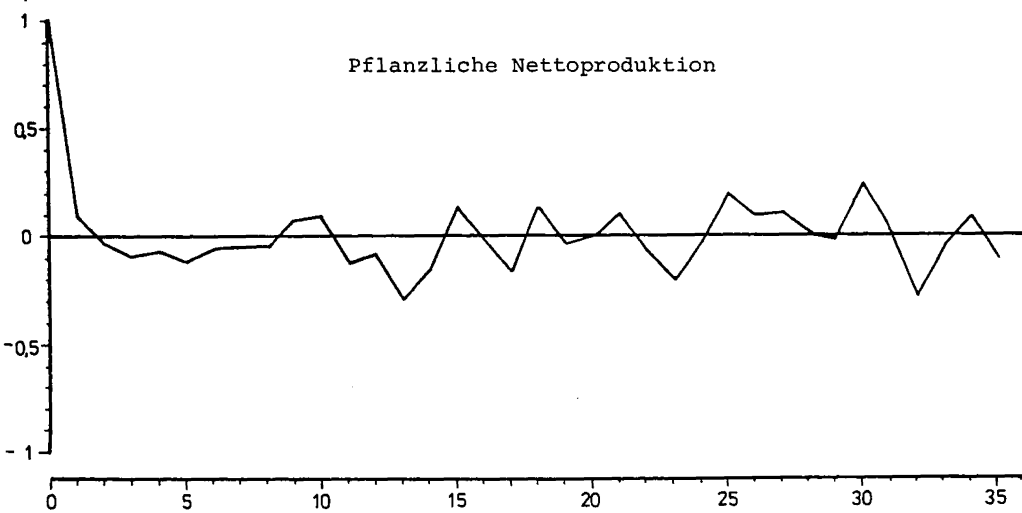
Mittlere Bevölkerung



Eheschließungsziffer

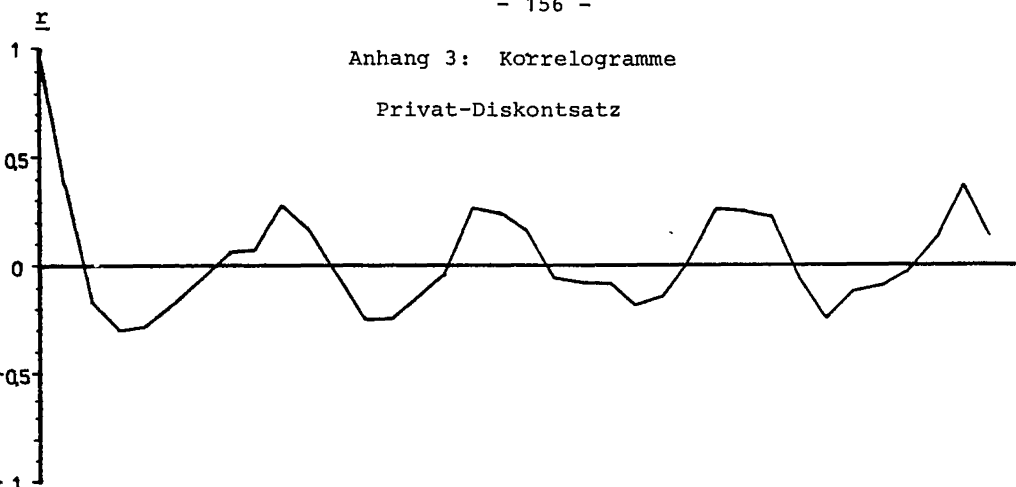


Pflanzliche Nettoproduktion

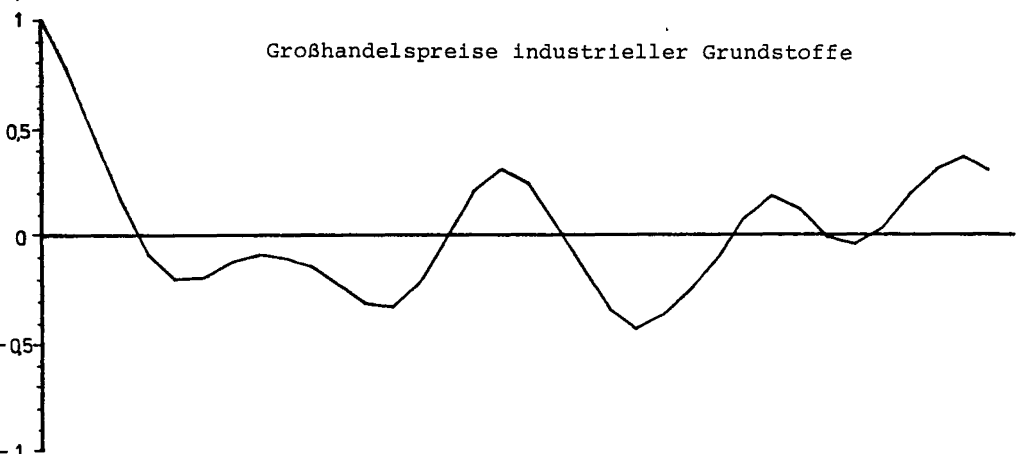


Anhang 3: Korrelogramme

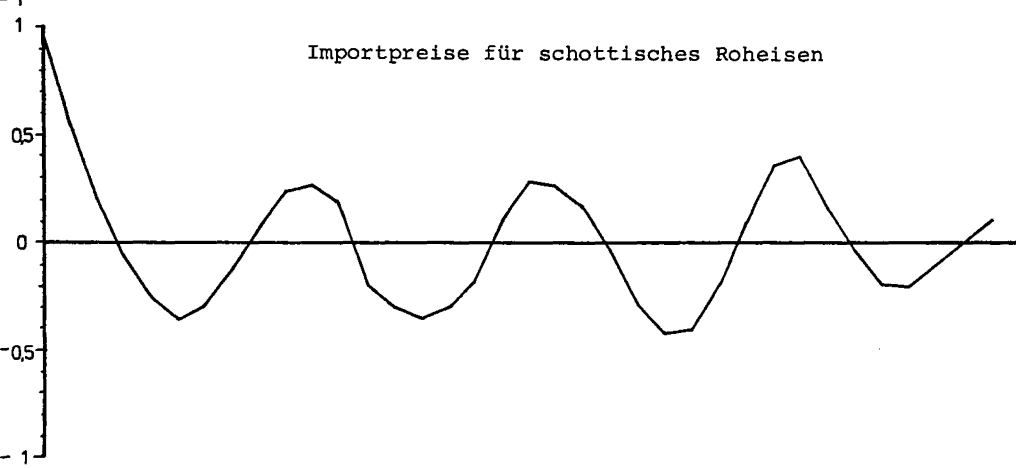
Privat-Diskontsatz



Großhandelspreise industrieller Grundstoffe

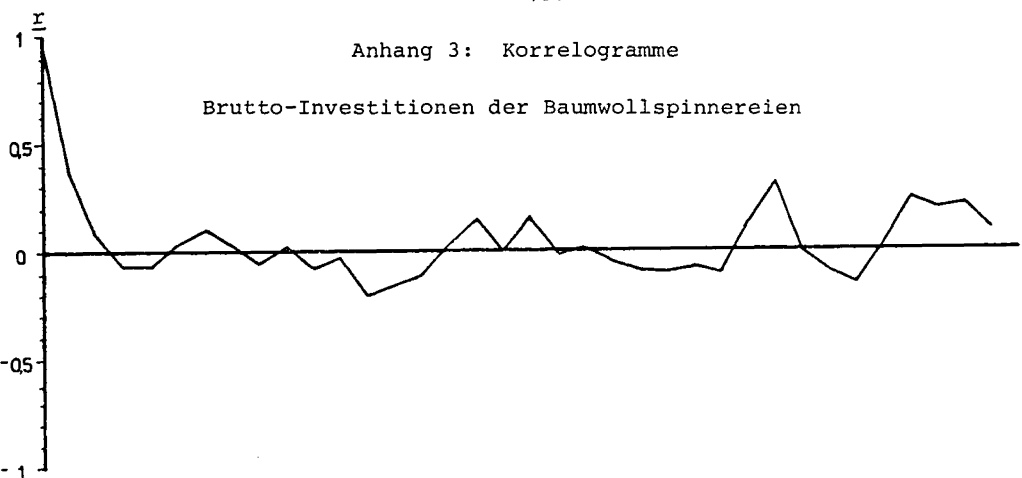


Importpreise für schottisches Roheisen

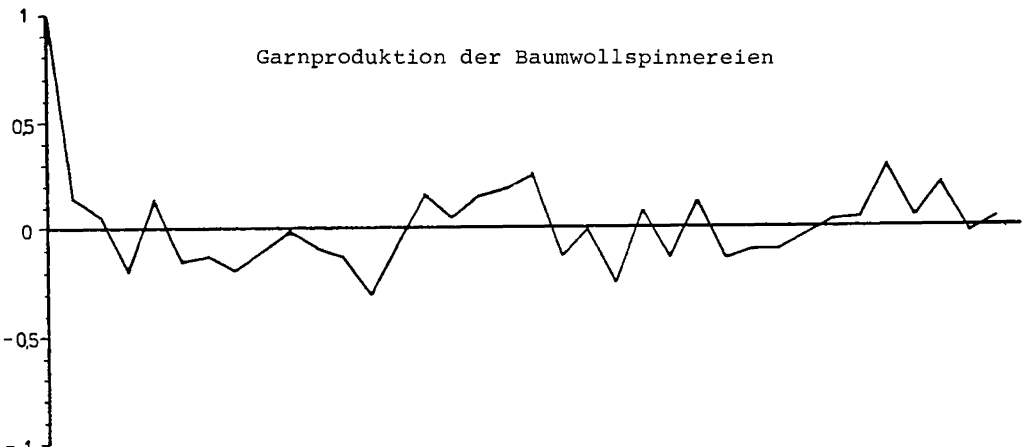


Anhang 3: Korrelogramme

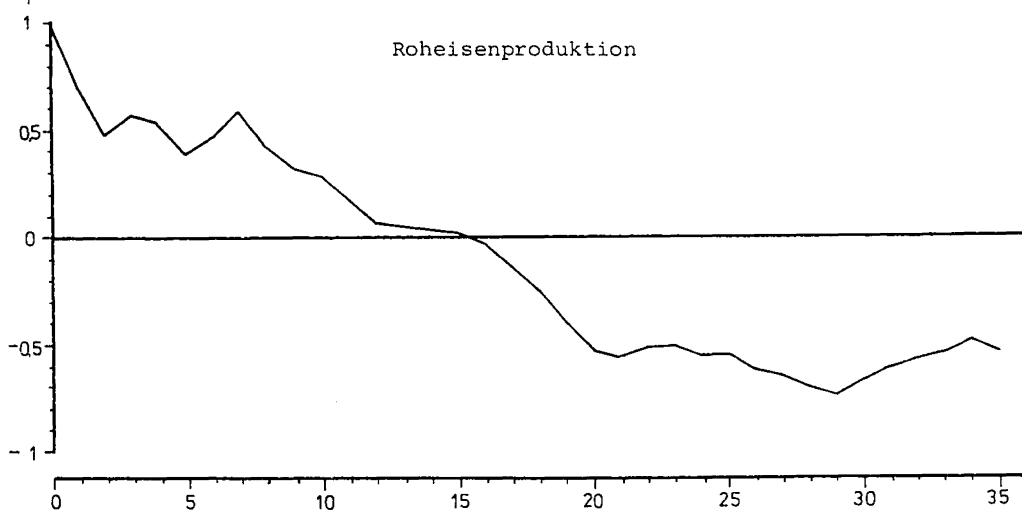
Brutto-Investitionen der Baumwollspinnereien



Garnproduktion der Baumwollspinnereien



Roheisenproduktion



Anmerkungen

- 1 Vgl. Spree, Reinhard, Die Wachstumszyklen der deutschen Wirtschaft von 1840 bis 1880, Berlin 1977, Konjunkturstatistischer Anhang.
- 2 Z.B. Auftragseingänge, -bestände, Lagerhaltung, Auslastungsgrad, Gewinnquote, Nettoinvestitionen, Zahlungsbilanzsalden, etc.
- 3 Vgl. Borchardt, K., Wirtschaftliches Wachstum und Wechsellagen 1800 bis 1914, in: Zorn, W. (Hg.), Handbuch der deutschen Wirtschafts- und Sozialgeschichte, Bd. 2, Stuttgart 1976, S. 199 f.
- 4 Vgl. zu den Randbedingungen dieses Konjunkturbegriffs Spree, R., Akkumulation und Verwertung: Zur Krisenproblematik des industriewirtschaftlichen Wachstums, in: Sozialwissenschaftliche Informationen für Unterricht und Studium, 3. Jg. (1974), H. 2, S. 38 - 43.
- 5 Zur Frage der Kriterien für die Konjunkturdiagnose in historischen Studien vgl. u.a. Borchardt, K., Wandlungen des Konjunkturphänomens in den letzten hundert Jahren, in: Bayerische Akademie der Wissenschaften, Philosophisch-Historische Klasse, Sitzungsberichte, Jg. 1976, H. 1, S. 22 f. Die quellenmäßig belegte "Fühlbarkeit" scheint für Borchardt ein essentielles Merkmal des Wechsellagen-Begriffs zu sein; vgl. Borchardt, Wirtschaftliches Wachstum, S. 255.
- 6 Im Anhang 1 findet sich eine Liste der Indikatoren und Quellen sowie eine Erläuterung der Datengenerierung.
- 7 Vgl. Borchardt, Wirtschaftliches Wachstum, S. 201 - 210, 255 - 275; Spree, Wachstumszyklen, S. 1 - 23, 320 - 368.
- 8 Vgl. zum Stand der neueren Konjunkturtheorie Seitz, T., Die Entwicklung der Konjunkturtheorie seit den 'Contributions' von Hicks, in: Ott, A.E. (Hg.), Wachstumszyklen, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., Bd. 71, Berlin 1973; zur älteren Konjunkturtheorie Haberler, G., Prosperität und Depression, Bern 1848. Ein Überblick über Begründungen für und Methoden der Komponentenzzerlegung von Zeitreihen bei Davis, Harold T., The Analysis of Economic Time Series, Bloomington/Ind., 1941. Eine Diskussion der Wechselwirkung zwischen Trend und Konjunktur z.B. bei Bombach, G., Trend, Zyklus und Entwicklung des Preisniveaus, in: Weltwirtschaftliches Archiv, 105 (1970), T. 2, S. 256 - 260.
- 9 Kürzlich erst wieder thematisiert durch Rostow, Walt W., Kondratieff, Schumpeter, and Kuznets: Trend Periods Revisited, in: Journal of Economic History, 35 (1975). Vgl. die 'klassische' Darstellung von Schumpeter, Joseph A., Konjunkturzyklen, Bd. 1, Göttingen 1961, Kap. 4.
- 10 Vgl. Kuznets, S., Economic Trends and Business Cycles, in: Ders., Economic Change, London usw. 1954; Rostow, Walt W. (Hg.), The Economics of Take-Off into Sustained Growth, London usw. 1963, darin besonders: Rostow, Walt W., Leading Sectors and the Take-Off, S. 3 ff.

- 11 Vgl. z.B. die Kontroverse zwischen Mensch, G., und Wagner, A.: Wagner, A., Kondratieff-Zyklen in unserer Zeit?, in: Wirtschaftsdienst (des Hamburger Weltwirtschaftlichen Instituts), Mai 1975; Mensch, G., Kondratieff-Zyklen, nicht -Wellen, Berlin: International Institute of Management 1975 (unv. MS); allgemein: Weinstock, Ulrich, Das Problem der Kondratieff-Zyklen, Berlin usw. 1964.
- 12 Vgl. die eindrucksvolle Kritik von Anderson, O., Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung, in: Altschul, E. (Hg.), Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft für Konjunkturforschung, H. 1, Bonn 1929; den umfassendsten Bericht über die 'klassischen' Verfahren bietet Davis, Analysis; Begründung der neuen Ansätze, vor allem der Spektralanalyse, u.a., bei Morgenstern, O., A New Look at Economic Time Series Analysis, in: Hegeland, H. (Hg.), Money, Growth, and Methodology, Lund 1961; Granger, Clive W.J. u.a., Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton, N.J. 1964; einen Überblick über den neuesten Stand der Zeitreihenanalyse bietet Tintner, G., Einige Aspekte der statistischen Behandlung ökonomischer Zeitreihen, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 190 (1976). Mein Versuch, in Kenntnis der Kritik an den 'klassischen' Verfahren die Anschaulichkeit und das darin aufgehobene 'Alltagsverständnis' der Trendanpassung und -bereinigung zu rechtfertigen, ähnelt dem Schumpeterschen Bemühen, die statistische Identifizierbarkeit und den theoretischen Sinn seines Drei-Zyklus-Schemas gegen die gerade 'in Mode kommende' Fourier- bzw. Harmonische Analyse zu verteidigen, auf der u.a. die Korrelogramm-Analyse fußt; vgl. Schumpeter, Konjunkturzyklen, Bd. 1, Kap. 5, bes. S. 203 - 210.
- 13 Vgl. z.B. Wetzell, W. (Hg.), Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, H. 1, Göttingen 1970, bes. S. 8 ff.; König, Heinz, u.a., Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan 1972, S. 1 - 20; Nelson, Charles R., Applied Time Series Analysis For Managerial Forecasting, San Francisco usw. 1973, bes. S. 18 - 30. Zur Anwendung durch das Statistische Bundesamt: Nourney, M., Methode der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1973, H. 1, S. 11 ff.
- 14 Dieser Aspekt entspricht den Schumpeterschen 'beschreibenden' Trends; weitere Trendbegriffe bei Schumpeter, Konjunkturzyklen, Bd. 1, S. 210 - 216.
- 15 Vgl. Kuznets, Simon, Modern Economic Growth: Rate, Structure, and Spread, New Haven usw. 1966, S. 28. Eine Begründung liefert, trotz anschließenden Plädoyers gegen Komponentenzerlegung, Morgenstern, O., A New Look, S. 266.
- 16 Unberücksichtigt bleiben zunächst die Probleme der Residuenbildung (Trendbereinigung); dazu Abschnitt III.
- 17 Vgl. u.a. Kendall, Maurice G., u.a., The Advanced Theory of Statistics, Bd. 3, London 1966, S. 366 - 384; Yamane, Taro, Statistics, An Introductory Analysis, 2. Aufl., New York usw. 1967, S. 366 ff. und 860 - 865.

- 18 Vgl. die bekannten empirischen Trendstudien von Burns und Kuznets, Simon S., *Secular Movements in Production and Prices*, Boston usw. 1930; Burns, Arthur F., *Production Trends in the United States Since 1870*, New York 1934; breite theoretische Diskussion unterschiedlicher Funktionstypen und Trendermittlungsverfahren in Croxton, Frederick E., u.a., *Applied General Statistics*, 3. Aufl., Englewood Cliffs/N.J., 1967, S. 229 - 284; Anderson, Theodore W., *The Statistical Analysis of Time Series*, New York usw. 1971, S. 30 - 163.
- 19 Vgl. die Kriterienkataloge bei Croxton, u.a., *General Statistics*, S. 247 f., 282 ff.; sowie Draper, N.R., u.a., *Applied Regression Analysis*, New York usw. 1966, S. 86 - 103.
- 20 Vgl. Anderson, *Zur Problematik*, S. 22 - 36.
- 21 Vgl. Kuznets, S., *Wesen und Bedeutung des Trends*, in: Altschul, E. (Hg.), *Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft für Konjunkturforschung*, H. 7, Bonn 1930, S. 28. Zur Kritik u.a. Burns, *Production Trends*, Kap. 4.
- 22 Vgl. die Übersichten bei Davis, *Analysis*, S. 247 - 271.
- 23 Vgl. das Beispiel der Trendbereinigung durch das Statistische Bundesamt bei Nourney, *Methode*, S. 12 f.
- 24 Ob ich meine Analyse 1870, 1895 oder 1913 enden lasse - die logistische Funktion würde z.B. stets die Annäherung an ein Sättigungsniveau indizieren.
- 25 Der erste Test prüft die Angemessenheit des spezifischen Regressionsmodells an dem Kriterium, ob die Steigung der Regressionsgeraden in der unbekannten Grundgesamtheit als ungleich Null gelten darf. Beim zweiten Test, der einen Sinn nur bei iterativer Anpassung im Grad ansteigender Polynome hat, wird geprüft, ob das nächst höhere Polynom noch eine signifikante Verringerung der Streuung bringt. Vgl. Kreyszig, Erwin, *Statistische Methoden und ihre Anwendungen*, 4. Aufl., Göttingen 1973, S. 225, 283 f.; Draper, *Regression Analysis*, S. 24 f.; Tintner, G., *Time Series: General*, in: Sills, D.L. (Hg.), *International Encyclopedia of the Social Sciences*, Bd. 16, o.O. 1968, S. 49.
- 26 Die Schätzwerte für die Funktionsparameter werden nicht wiedergegeben, da ihre Größe abhängig ist von der Art, in der die Zeit operationalisiert wurde, also Sinn nur in meinem speziellen Rechenzusammenhang besitzen.
- 27 Die den Reihenummern entsprechenden Bezeichnungen können Anhang 2, Sp. 2 entnommen werden. Daß Polynome historische Trendverläufe gut charakterisieren und nur zur Prognose mittels Extrapolation ungeeignet sind, betont z.B. Tintner, *Time Series*, S. 49.
- 28 Vgl. Schumpeter, *Konjunkturzyklen*, Bd. 1, Kap. 6 und 7.
- 29 Vgl. Anderson, *Zur Problematik*, S. 23 f., 30 - 37.
- 30 Vgl. z.B. Draper, *Regression Analysis*, S. 86 - 103; Malinvaud, Edmond, *Statistical Methods of Economics*, Amsterdam 1966, S. 367 - 419; Kendall, Bd. 3, S. 342 - 402.

- 31 Vgl. zur Theorie und einigen Anwendungsbeispielen Davis, Analysis, Kap. 3 und 7; Nelson, Time Series Analysis, S. 23 ff., 70 ff.; Malinvaud, Statistical Methods, S. 408 ff.; König, Einführung, S. 21 - 36.
- 32 Benutzt wurden die trendbereinigten Reihen; möglicherweise sind die Ergebnisse der Korrelogramm-Analyse von der Wahl des spezifischen Trends nicht unabhängig; die Effekte habe ich hier nicht geprüft.
- 33 Vgl. zur Spektralanalyse die oben in Anm. 13 genannte Literatur.
- 34 Vgl. Spree, Wachstumszyklen, S. 13 - 23. Borchardt, Wandlungen, S. 19 - 23.
- 35 Vgl. Borchardt, Wirtschaftliches Wachstum, S. 259 f.
- 36 Vgl. Borchardt, Wirtschaftliches Wachstum, S. 256 - 269.
- 37 Vgl. die Erläuterungen zur Konstruktion bei Spree, Wachstumszyklen, S. 65 - 82, dort auch weitere Literaturhinweise.
- 38 Um den demographischen Indikatoren kein Übergewicht einzuräumen, wurden die Reihen 2 und 4 nicht berücksichtigt, das Sample umfaßt also nur 16 Reihen und erscheint hinsichtlich seiner sektoralen Zusammensetzung ausgewogen.
- 39 Vgl. Spree, Wachstumszyklen, S. 85 - 94.
- 40 Korreliert wurden die trendbereinigten Reihen.
- 41 Vgl. z.B. die Studie von Lösch, August, Bevölkerungswellen und Wechsellagen, Jena 1936, bes. S. 19, 40 - 59.